

finanças internacionais

macrofinanças

microfinanças

finanças internacionais

macrofinanças

microfinanças

finanças internacionais

macrofinanças

microfinanças

finanças internacionais

macrofinanças

Estudos da Coordenação de Economia Financeira

2008-2014



Organizadores

Ajax Reynaldo Bello Moreira

Katia Rocha

Marcos Antonio Coutinho da Silveira

ipea

Estudos da Coordenação de Economia Financeira

2008-2014



Organizadores

Ajax Reynaldo Bello Moreira

Katia Rocha

Marcos Antonio Coutinho da Silveira

ipea

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Roberto Mangabeira Unger

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

Ruy Silva Pessoa

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Estudos da Coordenação de Economia Financeira

2008-2014



Organizadores

Ajax Reynaldo Bello Moreira

Katia Rocha

Marcos Antonio Coutinho da Silveira

ipea

Brasília, 2015

Estudos da Coordenação de Economia Financeira : 2008-2014 /
organizadores: Ajax Reynaldo Bello Moreira, Katia Rocha,
Marcos Antonio Coutinho da Silveira. – Brasília : Ipea, 2015.
661 p. : il., gráfs. color.

Inclui Bibliografia.
ISBN: 978-85-7811-240-0

1. Finanças Internacionais. 2. Mercado Financeiro. 3. Política
Fiscal. 4. Economia Doméstica. 5. Fluxo de Capital. 6. Taxas de
Juros. 7. Investimentos Privados. 8. Países em Desenvolvimento.
I. Moreira, Ajax Reynaldo Bello. II. Rocha, Katia. III. Silveira,
Marcos Antonio Coutinho da. IV. Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada.

CDD 332

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	9
---------------------------	----------

INTRODUÇÃO	11
-------------------------	-----------

PARTE 1

A VULNERABILIDADE DOS MERCADOS EMERGENTES	29
--	-----------

CAPÍTULO 1

PAPEL DOS FUNDAMENTOS DOMÉSTICOS NA VULNERABILIDADE ECONÔMICA DOS EMERGENTES	31
---	-----------

Ajax Moreira

Katia Rocha

Roberto Siqueira

CAPÍTULO 2

O IMPACTO DA POLÍTICA FISCAL NOS <i>SPREADS</i> SOBERANOS: A AUSTERIDADE FISCAL E A QUALIDADE DO AJUSTE	49
--	-----------

Katia Rocha

Ajax Moreira

CAPÍTULO 3

A POLÍTICA FISCAL E AS TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS NOS PAÍSES EMERGENTES	65
---	-----------

Ajax Moreira

Katia Rocha

CAPÍTULO 4

FATORES GLOBAIS E LOCAIS NA DETERMINAÇÃO DO FLUXO DE CAPITAL PARA ECONOMIAS EMERGENTES	81
---	-----------

Ajax Moreira

Katia Rocha

CAPÍTULO 5

A VOLATILIDADE DO FLUXO DE CAPITAL PARA ECONOMIAS EMERGENTES: O PAPEL DA QUALIDADE INSTITUCIONAL DO GOVERNO E DO DESENVOLVIMENTO DO SISTEMA FINANCEIRO DOMÉSTICO	103
---	------------

Katia Rocha

Ajax Moreira

CAPÍTULO 6

CAMINHOS PARA O INVESTIMENTO PRIVADO NAS ECONOMIAS EMERGENTES:
AS CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS E OS *SPREADS* CORPORATIVOS..... 125

Katia Rocha

Ajax Moreira

Gabriel Fiuza

Marcelo Pessoa

CAPÍTULO 7

PARADAS E FUGAS SÚBITAS DOS FLUXOS DE CAPITAL NOS PAÍSES
EMERGENTES: FATORES GLOBAIS E LOCAIS 147

Marcos Antonio C. da Silveira

Ajax Moreira

PARTE 2

MACROFINANÇAS..... 179

CAPÍTULO 8

CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MODELOS DE NÃO ARBITRAGEM
COM FATORES MACRO..... 181

Marcos S. Matsumura

Ajax Moreira

CAPÍTULO 9

DESEMPENHO PREDITIVO DE MODELOS DA CURVA DE JUROS 187

Marcos S. Matsumura

Ajax Moreira

CAPÍTULO 10

IDENTIFICAÇÃO DE MODELOS AFFINE DE ESTRUTURA A TERMO COM FATORES
OBSERVADOS: CHOQUES ECONÔMICOS E A CURVA DE JUROS NO BRASIL 191

Marcos S. Matsumura

Ajax Moreira

CAPÍTULO 11

DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES E A ESTRUTURA A TERMO
DA TAXA DE JUROS: EFEITO DA MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006 197

Katia Rocha

Ajax Moreira

PARTE 3
MICROFINANÇAS 213

CAPÍTULO 12

DETERMINANTES DA ALOCAÇÃO DE PORTFÓLIO DOS INVESTIDORES
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM DADOS
DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS 215
Guilherme Lima Bragança
Marcos Antonio Coutinho da Silveira

CAPÍTULO 13

ALOCAÇÃO DE PORTFÓLIO DA POUPANÇA PARA APOSENTADORIA NO BRASIL:
UM ESTUDO DE CASO PARA FUNDOS FECHADOS DE PENSÃO 255
Marcos Antonio C. da Silveira
Tatiana Coimbra Castello Branco

CAPÍTULO 14

DEPÓSITOS EM MOEDA ESTRANGEIRA COMO *HEDGE* PARA INVESTIDORES
BRASILEIROS DE LONGO PRAZO: UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DA ESCOLHA
ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO 295
Carlos Eduardo Meyer dos Santos
Marcos Antonio Coutinho da Silveira

CAPÍTULO 15

EFICIÊNCIA ALOCATIVA DA POLÍTICA DE INVESTIMENTOS DO
REGIME PRÓPRIO DE PREVIDÊNCIA SOCIAL DOS ENTES
FEDERATIVOS BRASILEIROS 329
Marcos Antonio Coutinho da Silveira

CAPÍTULO 16

GASTOS COM BENS DURÁVEIS NO CICLO DA VIDA DAS
FAMÍLIAS BRASILEIRAS 369
Marcos Antonio Coutinho da Silveira

CAPÍTULO 17

COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SUFICIÊNCIA DE SEUS
RENDIMENTOS SEGUNDO A POF 2002-2003: IMPLICAÇÕES PARA UM
ÍNDICE DE QUALIDADE DE VIDA 389
Marcelo de Sales Pessoa
Marcos Antonio Coutinho da Silveira

CAPÍTULO 18

INDICADORES OBJETIVOS E SUBJETIVOS DE QUALIDADE DE VIDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS SEGUNDO A POF DE 2002-2003: UM ESTUDO SOBRE SEUS DETERMINANTES DEMOGRÁFICOS, SOCIAIS E ECONÔMICOS	423
Marcelo de Sales Pessoa	
Marcos Antonio Coutinho da Silveira	

CAPÍTULO 19

TAXA DE POUPANÇA E CONSUMO NO CICLO DA VIDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS: EVIDÊNCIA MICROECONÔMICA	543
Marcos Antonio Coutinho da Silveira	
Ajax Moreira	

PARTE 4

AValiação de Políticas	583
-------------------------------------	-----

CAPÍTULO 20

IMPACTO DO PLANO SIMPLIFICADO DE PREVIDÊNCIA SOBRE AS CONTRIBUIÇÕES VOLUNTÁRIAS À PREVIDÊNCIA SOCIAL	585
Viviane M. Bastos	
Miguel N. Foguel	
Ajax Moreira	
Daniel Santos	

CAPÍTULO 21

DETERMINANTES DOS DESÁGIOS NOS LEILÕES DE TRANSMISSÃO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL ENTRE 1999 E 2010	607
Katia Rocha	
Ajax Moreira	
Rodrigo Limp	

CAPÍTULO 22

A REMUNERAÇÃO DOS INVESTIMENTOS EM ENERGIA RENOVÁVEL NO BRASIL: UMA PROPOSTA METODOLÓGICA AO <i>BENCHMARK</i> DA UNFCCC PARA O BRASIL	625
Katia Rocha	
Maria Bernadete G. P. Sarmiento Gutierrez	
Philipp Hauser	

CAPÍTULO 23

REDUÇÃO DA POBREZA DO PRODUTOR AGRÍCOLA E A REDISTRIBUIÇÃO DA TERRA E DA LUCRATIVIDADE	647
Ajax Moreira	

APRESENTAÇÃO

Nos últimos seis anos, a Coordenação de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea publicou 23 textos para discussão, dos quais doze foram convertidos em artigos publicados em revistas acadêmicas nacionais e estrangeiras. A maioria dos estudos foi realizada exclusivamente por técnicos da coordenação, mas, em alguns casos, estes estudos foram coautorados por técnicos de outras diretorias do Ipea, ou até mesmo de outras instituições.

Este livro apresenta esses trabalhos em formato que os conecta e os organiza em quatro áreas: finanças internacionais, macrofinanças, microfinanças e avaliação de políticas.

Na área de finanças internacionais, os estudos avaliam, para um painel de diversos países emergentes, qual o efeito de características institucionais (governança), austeridade fiscal e monetária, liberalização financeira e desenvolvimento do sistema financeiro doméstico sobre a vulnerabilidade econômica dos mercados emergentes – determinantes de risco soberano e risco corporativo, taxas de juros domésticas e volatilidade do fluxo de capital –, bem como a probabilidade de ocorrência de paradas súbitas.

Os estudos de macrofinanças avaliam, empiricamente, o impacto dinâmico de choques macroeconômicos e desonerações fiscais sobre a estrutura a termo da taxa de juros em diferentes mercados de títulos brasileiros.

Os estudos de microfinanças buscam entender os determinantes demográficos e socioeconômicos das decisões de poupança e de alocação de portfólio de famílias e demais agentes econômicos.

A avaliação de políticas públicas é uma seção heterogênea, que contém estudos concernentes ao efeito de uma desoneração sobre a probabilidade de contribuição previdenciária, acerca de determinantes da pobreza rural em diferentes regiões do Brasil e sobre mercados regulados, como energia elétrica e energia renovável.

Todos esses estudos propiciaram o desenvolvimento de instrumental e análise, de forma a fornecer suporte técnico e institucional às ações governamentais para a formulação e o exame de políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro.

Sergei Suarez Dillon Soares
Presidente do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)

INTRODUÇÃO

Este livro apresenta 23 estudos realizados, alguns deles publicados, por técnicos da Coordenação de Economia Financeira do Ipea, no período 2008-2014. Refletindo a busca de diálogo com o meio acadêmico, tais estudos foram convertidos em doze artigos publicados em revistas acadêmicas referidos no final desta introdução.

Os estudos estão organizados em quatro áreas de interesse, que constituem as seções de: *i)* finanças internacionais; *ii)* macrofinanças; *iii)* microfinanças; e *iv)* avaliação de políticas públicas. As seções são heterogêneas quanto ao seu conteúdo e sua motivação.

A primeira seção apresenta estudos sobre finanças internacionais e a análise da vulnerabilidade econômica de economias emergentes. São analisadas questões sobre os determinantes dos *spreads* soberanos (risco-país), do fluxo de capital, da volatilidade deste fluxo e da probabilidade de ocorrência de eventos de parada subida nos países emergentes. Como a resposta dos emergentes a choques são diferenciadas por países, exploram-se o efeito de políticas públicas como austeridade fiscal e monetária, gerenciamento estratégico da dívida pública, melhorias na qualidade institucional do país (governança, regulação, aparato legal), abertura comercial, liberalização financeira, desenvolvimento do sistema financeiro doméstico, entre outras, com vias da redução da vulnerabilidade dos países emergentes.

A segunda seção apresenta estudos de macrofinanças e avaliam, empiricamente, o impacto dinâmico de choques macroeconômicos e desonerações fiscais sobre a estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ), em diferentes mercados de títulos brasileiros. A ETTJ é elemento importante das condições de crédito doméstico, e sua interação com o ciclo econômico é questão fundamental para o entendimento e o prognóstico do ambiente macroeconômico. O modelo de macrofinanças relaciona as taxas de juros nas diversas maturidades com indicadores macroeconômicos, por meio de fatores não observados. Formalmente, são bastante complexos, e por isto o viés metodológico desta parte. Este modelo foi utilizado para relacionar o ciclo econômico com a ETTJ dos títulos brasileiros domésticos e externos e a ETTJ dos Estados Unidos.

A terceira seção apresenta estudos sobre microfinanças, que objetivam entender os determinantes demográficos e socioeconômicos das decisões de poupança e alocação de portfólio das famílias e de demais agentes econômicos. Os estudos concentram-se no bem-estar e nas decisões econômicas e financeiras dos indivíduos e de outros agentes econômicos brasileiros. A maior parte dos trabalhos empíricos reunidos nesta parte emprega dados financeiros e microeconômicos para estudar problemas referentes à alocação de portfólio, ao consumo e à poupança,

ênfatizando seus determinantes sociais, demográficos e econômicos. Não menos relevante, dois trabalhos utilizam dados desagregados em nível das famílias para explicar sua avaliação subjetiva quanto à qualidade de vida. As conclusões destes trabalhos oferecem subsídio importante à formulação de políticas públicas.

A quarta seção aborda os capítulos concernentes à avaliação de políticas públicas. Um dos capítulos descritos verifica se a desoneração da contribuição previdenciária de um segmento social ocorrida em 2006 aumentou a propensão a contribuir deste segmento. Dois outros capítulos discutem questões de regulação do setor de energia, leilão e regras para os produtores de energia renovável. Finalmente, o último capítulo realiza uma avaliação dos determinantes da pobreza rural no Brasil.

1 FINANÇAS INTERNACIONAIS E A VULNERABILIDADE DOS MERCADOS EMERGENTES

Desde 2003, o cenário econômico externo favorável – capitaneado pela alta liquidez internacional e aliado à melhoria dos fundamentos dos mercados emergentes – proporcionou o nível mais baixo de risco-país de todos os tempos com o índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG), do banco de investimentos J. P. Morgan, e teve queda abaixo da barreira de 200 pontos-base em 2007. A crise das hipotecas norte-americanas, em meados de 2007, modificou o até então promissor cenário e levou a um aumento generalizado na percepção do risco global de mercado. No entanto, é digno de nota o desempenho dos países emergentes, que apresentaram maior resistência em comparação a crises anteriores. Segundo relatórios do Fundo Monetário Internacional – Global Financial Stability Report e World Economic Outlook –, esta melhoria na vulnerabilidade dos emergentes se deve, principalmente, às políticas implementadas durante o ciclo favorável de liquidez econômica iniciado em 2003, com destaque para as que seguem.

- 1) A melhoria na composição e no gerenciamento da dívida pública, seja alongando a maturidade, seja diminuindo o estoque indexado à moeda estrangeira, seja ainda iniciando programas de emissões em moeda local no mercado externo.
- 2) O fortalecimento do mercado financeiro doméstico, com a ampliação da base de investidores domésticos e estrangeiros e as melhorias nos procedimentos de gerenciamento de risco de instituições financeiras.
- 3) A gradativa liberalização financeira da conta de capital e adoção de conceitos institucionais de governança.
- 4) A acumulação de reservas, a estabilização de preços e o comprometimento com o ajuste fiscal.

Recentemente, o debate sobre os fluxos de capital para as economias emergentes retornou à pauta dos gestores de políticas públicas e trouxe diversos desafios relacionados ao gerenciamento da política macroeconômica e à melhor forma de apropriar-se dos benefícios relacionados à entrada do fluxo de capital, o que limita os riscos de instabilidade financeira e do ambiente macroeconômico. Esta conjuntura tem sido motivada por preocupações quanto ao aquecimento econômico, à competitividade externa, à estabilidade financeira, ao custo de esterilização da acumulação de reservas internacionais, e à política monetária expansiva adotada nas economias desenvolvidas, entre outros exemplos. Segundo relatórios do Instituto de Finanças Internacionais – Institute of International Finance –, o fluxo de capital privado para as economias emergentes atingirá US\$ 1,062 trilhão e US\$ 1,029 trilhão, respectivamente, em 2013 e 2014, valores inferiores aos atingidos em 2011 e 2012, de US\$ 1,145 trilhão e US\$ 1,215 trilhão, respectivamente. Embora volátil, a entrada líquida de capital reflete os determinantes globais e locais (*push and pull effects*) de cada país e a deterioração dos fundamentos macroeconômicos dos emergentes como um todo, ao final de 2013, aliados ao aumento dos juros internacionais em razão da antecipação da política norte-americana do Federal Reserve System (FED) de redução aos estímulos econômicos, fazendo-os menos atrativos aos investidores estrangeiros. Dessa forma, a diferenciação entre os países emergentes será levada em consideração pelos investidores, que continuarão a remunerar países com fortes fundamentos e pressionar aqueles de economia vulnerável.

O capítulo 1, *O papel dos fundamentos domésticos na vulnerabilidade econômica dos emergentes* – originalmente publicado no *Texto para Discussão* n. 1358 do Ipea –, consiste em respaldar políticas com potencial de reduzir a vulnerabilidade econômica – isto é, o risco-país – de grupo de 23 países emergentes, no período 1998-2007 (Argentina, Bulgária, Brasil, Chile, China, Colômbia, Equador, Hungria, Indonésia, Líbano, México, Malásia, Panamá, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, Turquia, El Salvador, Ucrânia, Uruguai, Venezuela e África do Sul) – a amostra correspondia a mais de 96% da capitalização de mercado do índice EMBIG, do banco de investimentos J. P. Morgan, em dezembro de 2007. Os resultados apoiam políticas voltadas a uma maior liberalização financeira, ao gerenciamento da dívida pública com diminuição da dívida bruta e do estoque indexado à moeda estrangeira, à sustentabilidade da política fiscal, ao desenvolvimento do mercado financeiro doméstico e ao crescimento econômico consistente. Também indicam a importância da governança, em especial quanto ao aperfeiçoamento das instituições que reduzam o risco jurisdicional e melhorem a qualidade da regulação.

O capítulo 2, *O impacto da política fiscal nos spreads soberanos: a austeridade fiscal e a qualidade do ajuste* – originalmente publicado no *Texto para Discussão* n. 1422 do instituto – analisa o papel da política fiscal na determinação do *spread* soberano de grupo de 23 países emergentes (Argentina, Bulgária, Brasil, Chile, China, Colômbia, Equador, Hungria, Indonésia, Líbano, México, Malásia, Panamá,

Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, Turquia, El Salvador, Ucrânia, Uruguai, Venezuela e África do Sul), no período 1995-2008, e foca duas questões: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do *superavit* primário para trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal – ou seja, a composição do *superavit*. Os resultados obtidos são robustos para diversas especificações de modelos quanto à austeridade fiscal, à utilização de variáveis instrumentais e aos dois bancos de dados fiscais. Observa-se que a redução dos *spreads* soberanos é função de maior austeridade fiscal, menor endividamento e maior acúmulo de *superavit* via diminuição de gastos (ajuste do tipo I – basicamente em despesas correntes –, em detrimento do ajuste do tipo II – por meio de aumento de impostos e cortes no investimento público). O estudo corrobora o argumento de que, uma vez controlada pela aversão ao risco internacional, a austeridade fiscal aparece como fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos de países emergentes, além de contribuir como potencial política pública de mitigação do efeito-contágio.

O capítulo 3, *A política fiscal e as taxas de juros domésticas nos países emergentes* – originalmente publicado na mesma coleção nº 1438 – analisa o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas, ao utilizar painel de 23 países emergentes (África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela), no período 1996-2008. Foram utilizadas diversas taxas de juros domésticas, relativas a dois bancos de dados: *i*) International Finance Statistics (IFS); e *ii*) J. P. Morgan: Government Bond Index Yield – Emerging Markets. A variável fiscal leva em consideração a acumulação de *superavit* primário necessário para manter a relação dívida/produto interno bruto (PIB) constante. O resultado principal do estudo indica que a austeridade fiscal determina o nível das taxas de juros e que o efeito tem o sinal esperado – ou seja, um aumento de 1% na acumulação do *superavit* primário reduz a taxa de juros em aproximadamente 100 pontos-base em média, o que representa estimativa coerente com estudos similares realizados em países emergentes.

O capítulo 4, *Fatores globais e locais na determinação do fluxo de capital para economias emergentes* – publicado originalmente como *Texto para Discussão* n. 1798 do Ipea – analisa, por meio de modelo de painel, os determinantes do fluxo de capital líquido e de sua volatilidade para grupo de dezenove economias emergentes, no período 1980-2011, e propõe metodologia para avaliar a importância relativa dos fatores globais e locais (*push and pull factors*) na determinação da variabilidade do fluxo. Os emergentes analisados (Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela) representavam, em janeiro de 2012, aproximadamente 95% do índice EMBIG do J. P. Morgan. Os resultados indicam maior estabilidade econômica – representada pelo crescimento do PIB local –,

menor volatilidade da inflação, políticas de austeridade fiscal, maior governança e liberalização financeira. O modelo explica até 40% da variância e da volatilidade do fluxo de capital líquido para emergentes. A importância dos fatores globais (*pull factors*) na determinação da variância do fluxo é menor na amostra mais recente, na qual os fatores locais (*push factors*) adquirem maior importância. No entanto, os fatores globais – que estão fora do controle das autoridades de cada país – explicam a maior parte das flutuações relativas à volatilidade do fluxo de capital líquido para os emergentes. Os resultados são robustos a diferentes metodologias para definir os períodos de crise de fluxo de capital.

O capítulo 5, *A volatilidade do fluxo de capital para economias emergentes: o papel da qualidade institucional do governo e do desenvolvimento do sistema financeiro doméstico* – publicado originalmente enquanto *Texto para Discussão* n. 1893 do Ipea – propõe modelo de painel para os determinantes da volatilidade do fluxo de capital para grupo de dezoito economias emergentes, no período 2000-2011. Avalia a robustez do modelo em relação a diferentes medidas de volatilidade; analisa vários tipos de fluxo de entrada de capital; e enfatiza o papel da qualidade institucional do governo (governança) e do desenvolvimento do sistema financeiro doméstico (instituições financeiras como bancos e seguradoras, bem como o mercado de capital – ações, títulos e derivativos). As economias emergentes analisadas (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, República Tcheca, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Tailândia, Turquia e Venezuela), no período 2000-2011, representavam em janeiro de 2013 aproximadamente 95% do índice EMBIG, além de serem classificadas como as maiores economias emergentes para destino do fluxo de capital internacional, segundo relatório do Banco de Compensações Internacionais (BIS – em inglês, Bank for International Settlements), em 2009. Os principais resultados sugerem redução da volatilidade do fluxo de capital mediante a adoção de políticas voltadas para melhorias na qualidade institucional do governo e que promovam o desenvolvimento, a estabilidade e a eficiência do sistema financeiro doméstico.

O capítulo 6, *Caminhos para o investimento privado nas economias emergentes: as características institucionais e os spreads corporativos* – publicado originalmente como *Texto para Discussão* n. 1978 do instituto – analisa o papel das características institucionais do país (governança) e do sistema financeiro doméstico (desenvolvimento, eficiência, estabilidade e abertura de capital) nos determinantes dos *spreads* de títulos corporativos emergentes emitidos no mercado internacional. Propõe-se modelo econométrico de dados em painel com os *spreads* corporativos do Corporate Emerging Markets Bond Index (CEMBI) – Broad Diversified Index, do J. P. Morgan, no período 2002-2011, para vinte economias emergentes. Os soberanos analisados (Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Índia, Indonésia, Cazaquistão, Coreia do Sul, Malásia, México, Peru, Filipinas, Rússia, Singapura, África do Sul, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela)

constituíam, em junho de 2013, aproximadamente 80 % do CEMBI Broad Diversified Index. Conclui-se que políticas que promovam liberalização financeira, abertura de capital, austeridade fiscal, desenvolvimento do sistema financeiro doméstico e melhorias nas características institucionais do governo – como aparato legal e qualidade da regulação – têm potencial de reduzir os *spreads* corporativos dos mercados emergentes, em especial em momentos de aversão ao risco global. Os resultados indicam que iniciativas que visam ao aprimoramento institucional do governo e ao desenvolvimento do mercado de capitais podem baratear as captações de empresas emergentes e, conseqüentemente, aumentar a participação do investimento privado. Este quadro reforça, por exemplo, a importância de ações apresentadas tanto pelo governo brasileiro quanto pelos agentes do mercado para o desenvolvimento do mercado de títulos corporativos domésticos que se centram na redução dos custos de financiamento local. As estimativas indicam benefícios adicionais destas políticas, não mencionados por seus proponentes, como a redução do custo de captação no mercado global e a proteção contra o contágio de crises financeiras internacionais. Por último, o estudo ressalta a validade da hipótese da regra de teto soberano entre os emergentes, em que aumento do *spread* soberano é totalmente repassado aos *spreads* de corporações sediadas nos países emergentes. Este aspecto é magnificado, tendo-se em vista que o estoque de títulos corporativos emitidos por empresas emergentes no mercado externo já representa, aproximadamente, 80% do estoque da dívida externa total dos países emergentes, igualando-se ao de títulos corporativos *high yield* emitidos por empresas norte-americanas de grau especulativo. Ressaltam-se, portanto, iniciativas que reduzam o risco soberano de países emergentes, como a responsabilidade fiscal. Em suma, responsabilidade macroeconômica e aprimoramentos institucionais produzem consequências positivas diretas e indiretas sobre o ambiente microeconômico das empresas sediadas em mercados emergentes.

O capítulo 7, *Paradas e fugas súbitas dos fluxos de capital nos países emergentes: fatores globais e locais* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1932 do Ipea – trata da conta financeira do balanço de pagamentos que agrega conjunto heterogêneo de fluxos de capitais, com diferenças marcantes em termos de finalidade, risco, maturidade e liquidez. Com esta perspectiva, o trabalho analisa comparativamente os fatores que explicam os eventos extremos ocorridos nos fluxos das três principais rubricas da conta financeira: o investimento direto, o investimento em carteira e a conta de empréstimos e financiamentos. Estes eventos são identificados na literatura como paradas súbitas na entrada líquida de capitais de residentes ou na fuga súbita destes capitais. O trabalho conclui que o risco global é a única variável relevante para explicar os eventos de parada súbita na entrada líquida de capital externo de praticamente todas as modalidades de capital. O poder de explicação de cada variável local difere entre os tipos de fluxos de capital.

2 MACROFINANÇAS

A estrutura a termo da taxa de juros revela as expectativas dos agentes sobre o nível e a volatilidade dos retornos futuros dos títulos de renda, e os indicadores macroeconômicos descrevem o ciclo econômico. Estes dois conjuntos de informação têm sido estudados separadamente e são objeto de muitos modelos nos campos de finanças e macro aplicada. É importante relacionar estes conjuntos de informação incorporando o efeito do ciclo na explicação da flutuação da ETTJ e o efeito das expectativas subjacentes à ETTJ sobre o ciclo. Isto permite o melhor entendimento do funcionamento dos mercados, assim como melhora a capacidade preditiva dos modelos.

Ang e Piazzesi (2003) propuseram modelos de macrofinanças, fundamentados em hipóteses básicas, que relacionam esses elementos ao utilizar o ferramental de finanças em tempo contínuo. Estes modelos são parcimoniosos, mas muito complexos para serem estimados, até mesmo em sua versão discreta. Posteriormente, Diebold e Li (2006) sugeriram versão menos rigorosa, mas muito menos complexa e que revelou boa aproximação.

Nesses modelos, a dinâmica das variáveis de estado é um *autorregressivo vetorial* (VAR) que incorpora fatores não observados aos indicadores macroeconômicos observados que descrevem o ciclo. Neles, as inovações exógenas que determinam sua dinâmica podem ser identificadas segundo várias abordagens, que têm graus variados de arbitrariedade e legitimidade. Uma destas abordagens é a utilização dos resultados dos modelos teóricos, calibrados ou estimados, para impor restrições sobre o sinal da resposta das variáveis de estado aos choques exógenos do modelo.

O algoritmo que estima esses modelos não está disponível, o que tornou necessário os desenvolvimentos metodológico e computacional. Os três primeiros capítulos desta parte são o resultado do esforço de compreender e implementar esta metodologia em tempo contínuo e discreto, e avaliam o desempenho de diferentes versões do modelo de macrofinanças em três conjuntos de dados.

O capítulo 8, *Curva de juros brasileira: modelos de não arbitragem com fatores macro* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1210 do Ipea –, utiliza modelo de não arbitragem para estudar a interação entre variáveis macro e a estrutura a termo das taxas de juros, interação que é elemento crítico para a política monetária e a previsão. O modelo foi empregado para analisar a ETTJ de títulos emitidos no mercado doméstico do Brasil e sua relação com a taxa de câmbio e a medida de inflação esperada, ao utilizar dados diários no período 2000-2005. Os modelos foram estimados em duas versões. Uma contínua, estimada por máxima verossimilhança, e outra discreta, estimada por Cadeias Markovianas de Monte Carlo (Monte Carlo Markov Chain – MCMC). Este capítulo objetiva

comparar os resultados das diferentes versões dos modelos de macrofinanças, no tocante à análise de diferentes curvas de juros na sua relação com indicadores observados pertinentes. Foram analisados três mercados com características distintas: os títulos prefixados (em reais), os *spreads* soberanos (em dólares) e os títulos emitidos pelo Tesouro dos Estados Unidos. Conclui-se que as duas versões são semelhantes, o que demonstra a robustez dos estimadores.

O capítulo 9, *Desempenho preditivo de modelos da curva de juros* – originalmente publicado enquanto *Texto para Discussão* n. 1245 do instituto –, discute a evolução e a relação das diversas maturidades das taxas de juros, que pode ser descrita por número reduzido de variáveis latentes comuns. Os modelos de taxas de juros multivariados da literatura de finanças utilizam esta propriedade, assim como os modelos de fator comum da literatura de séries temporais e os de decomposição da curva de juros. Cada um destes modelos tem vantagens e desvantagens, e é uma questão empírica avaliar o desempenho destas abordagens. Este exercício compara a previsão de quatro modelos alternativos (Affine, fator comum, dois modelos paramétricos) para a curva de juros em três mercados diferentes: juros domésticos brasileiros, juros soberanos externos brasileiros e juros domésticos dos Estados Unidos. Os resultados revelaram que – segundo critérios preditivos – o Affine apresentou o pior desempenho, e o modelo paramétrico, o melhor. Acreditando que isto pode ser extrapolado para a realização de previsões, este resultado recomenda descartar os modelos Affine e de fator comum.

O capítulo 10, *Identificação de modelos Affine de estrutura a termo com fatores observados: choques econômicos e a curva de juros no Brasil* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1271 do Ipea –, apresenta os modelos multifatoriais Affine que generalizam os modelos de Vasicek e Cox Ingersoll-Ross (CIR) para a ETTJ. Esta generalização permite a inclusão de variáveis de estado macroeconômicas e a análise da interação entre macroeconomia e finanças, com o custo de aumentar a complexidade, a dimensão do espaço de parâmetros, e tornar o modelo subidentificado – ou seja, é necessária a inclusão de restrições entre os parâmetros para tornar o modelo estimável. Estas restrições não são óbvias. Neste estudo, derivou-se um conjunto de restrições que levam à identificação exata do modelo. São restrições que não alteram a verossimilhança e são específicas para cada tipo de modelo – Affine propostos por Ang e Piazzesi (2003), fator comum e paramétricos. Este estudo, ao explicitar as restrições de identificação, permitiu a construção do estimador destes modelos de forma consistente.

O capítulo 11, *Desoneração fiscal de não residentes e a estrutura a termo da taxa de juros: efeito da Medida Provisória nº 281/2006* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1449 do Ipea –, analisa os efeitos da Medida Provisória (MP) nº 281 – publicada em 16 de fevereiro de 2006 e convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006 –, que reduziu a zero a alíquota de Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes, sobre ETTJ de títulos da

dívida pública federal. Esta MP foi motivada por demanda do mercado financeiro que argumentava que esta desoneração aumentaria a demanda por títulos de maior maturidade e poderia até mesmo reduzir as taxas praticadas.

Utilizaram-se dados diários fornecidos pela Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima), referentes à taxa indicativa de juros para os títulos prefixados (letras do Tesouro Nacional – LTN e notas do Tesouro Nacional série F – NTN-F) e indexados ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA (NTN-B) –, bem como à respectiva duração, entre janeiro de 2005 e dezembro de 2007. A metodologia incorpora a aproximação da ETTJ por combinação linear de polinômios de Laguerre e Legendre e a utilização de diversos modelos e variáveis de controle, de forma a isolar o efeito da MP sobre a trajetória da curva de juros. Os resultados não confirmaram o esperado, pois se verificou que a desoneração promoveu não apenas a diminuição dos juros da ponta curta de aproximadamente 150 pontos-base, mas também o aumento similar nos juros da ponta longa, resultado talvez explicado pela alteração da oferta de títulos longos pelo governo.

3 MICROFINANÇAS

Os trabalhos reunidos nesta seção têm em comum o uso de dados microeconômicos para responder a algumas perguntas importantes sobre o bem-estar e as decisões econômicas das famílias e de outros agentes econômicos brasileiros, conforme a seguir.

- 1) Como os indivíduos e os investidores institucionais – por exemplo, fundos de pensão – alocam sua riqueza entre as diferentes classes de ativos reais e financeiros disponíveis? Por que e em que extensão a alocação de portfólio observada se distancia da alocação ótima implicada por hipóteses comportamentais, estruturais e institucionais realistas?
- 2) Como se comportam as trajetórias do consumo e da poupança das famílias no ciclo da vida? Quais os efeitos de variáveis demográficas e socioeconômicas – tais como renda, educação e ocupação profissional – sobre a taxa de poupança privada da economia?
- 3) O que determina a avaliação subjetiva das famílias em relação à qualidade de vida nas diversas dimensões da existência humana?

Desnecessário dizer que essas perguntas são relevantes na formulação de políticas públicas. Entender as decisões financeiras das famílias e de outros agentes econômicos é de vital importância para a reformulação institucional do mercado de capitais e para a implementação de programa de educação financeira. A discussão em torno do aumento da taxa de poupança privada doméstica ocupa posição central na agenda econômica atual, tendo-se em vista o objetivo de lançar a economia em trajetória de crescimento econômico sustentado em cenário recente

de escassez de fundos externos. Compreender os determinantes do bem-estar da população contribui para o mapeamento e a alocação de recursos públicos para a satisfação das demandas sociais.

O capítulo 12, *Determinantes da alocação de portfólio dos investidores brasileiros: uma análise empírica com dados de fundos de investimentos* – originalmente publicado na mesma coleção sob o nº 1608 –, investiga empiricamente a relevância da heterogeneidade dos investidores brasileiros para a alocação da riqueza entre diferentes classes de ativos financeiros. Para tanto, o trabalho utiliza base de dados inédita com informação desagregada em nível do investidor, para estimar os efeitos de variáveis como idade, sexo, ocupação, estado civil e patrimônio sobre a alocação da riqueza financeira entre fundos de ações e de renda fixa, os quais diferem entre si principalmente pelo grau de exposição ao risco de mercado. Os resultados encontrados sob condições normais de mercado são consistentes com o argumento de que a alocação de portfólio é influenciada pela presença do capital humano e pela volatilidade e covariância da renda do trabalho com outras fontes de renda. Este argumento está de acordo com os avanços teóricos recentes da teoria de alocação de portfólio, os quais sugerem a influência de conjunto amplo de características demográficas e socioeconômicas dos investidores sobre suas decisões financeiras ao longo do ciclo da vida, o que contraria o modelo canônico de decisões financeiras, o qual sustenta que a alocação da riqueza entre o ativo livre de risco e o portfólio tangente de ativos arriscados depende apenas do grau de aversão a risco do investidor.

O capítulo 13, *Alocação de portfólio da poupança para aposentadoria no Brasil: um estudo de caso para fundos de pensão* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1680 do Ipea –, contribui com um estudo inicial sobre os determinantes empíricos da alocação de portfólio da poupança financeira para aposentadoria no Brasil. Para tanto, o trabalho utiliza base de dados com informação desagregada sobre o perfil da alocação individual de portfólio (entre renda variável e renda fixa) dos empregados participantes de fundo de pensão fechado de grande empresa brasileira. Dada a ausência de base de dados mais representativa da população brasileira, esta é oportunidade incomum – ainda que limitada pela pequena abrangência da amostra – de confrontar resultados empíricos obtidos a partir de dados brasileiros com as predições da teoria da alocação de portfólio para investidores de longo prazo, segundo a qual a alocação da riqueza financeira entre diferentes classes de ativos depende não apenas do grau de aversão ao risco, mas também de outras variáveis demográficas, sociais e econômicas. Neste sentido, os resultados alcançados no trabalho são razoavelmente consistentes com as predições da teoria. Além do grau de aversão ao risco, variáveis como idade, renda e tempo de companhia condicionam a agressividade do empregado na escolha da proporção de sua poupança para aposentadoria alocada em renda variável. Um resultado particularmente importante é que a probabilidade de um empregado

optar por plano de aposentadoria de perfil agressivo – com elevada concentração em renda variável – diminui ao longo do ciclo da vida, o que pode ser explicado pela progressiva redução da razão entre o capital humano e a riqueza financeira. Os empregados também se tornam mais agressivos com o aumento da renda e do nível de escolaridade. Isto poderia ser explicado pelo menor custo fixo médio de entrada – em termos de corretagem e educação financeira – nos mercados mais agressivos dos empregados mais ricos e bem informados.

O capítulo 14, *Depósitos em moeda estrangeira como hedge para investidores brasileiros de longo prazo: uma aplicação da teoria da escolha estratégica de portfólio* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1462 –, avalia a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal para investidores brasileiros de longo prazo. A principal conclusão é que investidores razoavelmente conservadores devem manter parte significativa destes depósitos em moeda estrangeira, como dólares, libras e ienes. A motivação para o trabalho vem do fato de que o viés doméstico é observado na composição dos portfólios de diferentes classes de ativos financeiros. A literatura oferece argumentos conflitantes quanto à racionalidade deste comportamento no caso de portfólios investidos em títulos de curto prazo, usualmente denominados depósitos em moeda. No contexto de economia sujeita à forte volatilidade cambial, o pensamento convencional sugere que investidores conservadores devem concentrar estes depósitos em títulos domésticos. No entanto, estes instrumentos podem ser bastante arriscados para investidor de longo prazo, devido à incerteza quanto à taxa de juros de curto prazo vigente nos períodos futuros. Não menos importante, sob a hipótese da paridade descoberta de juros, pode ser ótimo para este investidor manter depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal contra deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Na raiz deste argumento está o fato de que o menor retorno esperado dos títulos domésticos, à medida que estimula a saída de capitais, é acompanhado pela depreciação real da moeda doméstica. Logo, depósitos em moeda estrangeira reduzem a volatilidade da riqueza futura, uma vez que o tamanho da riqueza corrente tende a aumentar quando seu retorno esperado diminui.

O capítulo 15, *Eficiência alocativa da política de investimentos do Regime Próprio de Previdência Social dos Entes Federativos brasileiros* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1862 do Ipea –, investiga a eficiência alocativa da política de investimentos dos fundos previdenciários, instituídos no Regime Próprio de Previdência Social (RPPS) dos Entes Federativos brasileiros. Para tanto, desenvolve-se modelo de alocação estratégica de portfólio para fundo previdenciário cujos recursos financiam plano do tipo benefício definido. Este modelo permite derivar a alocação ótima entre as principais classes de ativos financeiros, com base na qual é possível avaliar a eficiência dos investimentos efetuados pelos gestores dos fundos previdenciários, bem como dos limites que a legislação previdenciária impõe sobre sua

política de investimentos. Uma vez que os fundos previdenciários são tradicionais investidores de longo prazo, com grau de tolerância ao risco relativamente baixo, o trabalho destaca o valor dos ativos financeiros como *hedge* intertemporal para flutuações das oportunidades futuras de investimento. Mais especificamente, o modelo de alocação de portfólio calcula a demanda por *hedge* intertemporal de três importantes classes de ativos financeiros: ações, títulos prefixados de curto prazo e títulos prefixados de longo prazo. Os resultados revelam que posição comprada em renda variável tem valor como *hedge* intertemporal. Por sua vez, posições compradas em títulos prefixados curtos ou longos não possuem valor como *hedge* intertemporal, de forma que posições nulas nestes ativos são ótimas quando posições vendidas não são possíveis. A explicação para estes resultados encontra-se nos efeitos conflitantes implicados pela matriz de covariância contemporânea entre o retorno real de curto prazo dos ativos e as variáveis de estado com poder de predição sobre as oportunidades futuras de investimento: a taxa Selic, o desvio da inflação – em relação à meta – e o *spread* da curva de juros. Consequentemente, não é possível concluir que a menor participação da renda variável e dos títulos prefixados – concernentes aos títulos pós-fixados – na política de investimentos recente dos fundos previdenciários seja resultado de gestão que negligencie o valor destes ativos como *hedge* intertemporal. De igual forma, os limites relativamente estreitos impostos pela legislação sobre as aplicações em renda variável parecem não impedir a alocação mais eficiente dos fundos previdenciários.

O capítulo 16, *Gastos com bens duráveis no ciclo da vida das famílias brasileiras* – originalmente publicado sob o número 1984 –, parte da premissa de que entender a evolução do tamanho e da alocação da poupança das famílias no ciclo da vida é de fundamental importância no desenho de políticas públicas. Neste sentido, o gasto com bens duráveis não pode ser ignorado, pois é importante forma de poupança com participação significativa no orçamento pessoal. Além disso, imperfeições no mercado de crédito tornam interdependentes as decisões alocativas entre bens duráveis, não duráveis e ativos financeiros. Com esta motivação, o trabalho utiliza dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (POF/IBGE) de 2008-2009 para descrever e analisar a evolução ao longo do ciclo da vida do gasto com bens duráveis das famílias brasileiras. Os dados revelam comportamento consistente com a hipótese de que as famílias preferem comprar logo na fase inicial do ciclo todo o estoque desejado de bens duráveis, de forma a suavizar o consumo de seus serviços no tempo. No entanto, a existência de restrições creditícias – principalmente para o financiamento de bens com maior valor unitário – impede que os gastos com bens duráveis sigam sua trajetória ótima.

O capítulo 17, *Como as famílias brasileiras avaliam a suficiência de seus rendimentos segundo a POF 2002-2003: implicações para um índice de qualidade de vida*

– originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1461 do Ipea –, investiga os determinantes demográficos, econômicos e sociais do grau de satisfação das famílias brasileiras com seus rendimentos. Para tanto, um modelo logit ordenado é estimado para explicar o desempenho de indicador subjetivo de suficiência da renda, construído com base no questionário da POF 2002-2003 sobre avaliação das condições de vida. Apesar do expressivo efeito marginal da renda corrente e do consumo sobre o indicador, o reduzido poder de explicação conjunto destas variáveis é consistente com a bem documentada evidência empírica de que existe descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. Este resultado pode ser explicado, pelo menos em parte, por diferenças de expectativas e percepção de renda relativa no universo das famílias brasileiras. A inclusão de exaustivo número de variáveis explicativas no modelo melhora sensivelmente seu poder de explicação, embora em extensão ainda insuficiente para produzir ajustamento satisfatório para os dados. Isto sugere a existência de algum tipo de heterogeneidade não observada, o que explica proporção considerável da variação do grau de satisfação das famílias brasileiras com suas rendas. Outro resultado importante do trabalho é que o efeito marginal de choques permanentes na renda corrente sobre o indicador de suficiência da renda é mais forte que o efeito de choques transitórios na renda corrente.

O capítulo 18, *Indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida das famílias brasileiras segundo a POF de 2002-2003: um estudo sobre seus determinantes demográficos, sociais e econômicos* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1437 do instituto –, utiliza modelo logit ordenado para investigar os determinantes demográficos, econômicos e sociais do desempenho de conjunto de indicadores parciais de qualidade de vida das famílias brasileiras, construído com base no questionário da POF 2002-2003 sobre avaliação das condições de vida. Muito importante é que alguns dos indicadores são de natureza subjetiva e refletem o grau de satisfação das famílias com aspectos fundamentais de suas condições de vida. O trabalho enfatiza a análise comparativa dos efeitos da renda corrente e da renda permanente sobre os indicadores. Neste aspecto, resulta que o efeito estimado de choques permanentes sobre a renda corrente é maior que o de choques transitórios. Outro resultado relevante é o reduzido poder de explicação conjunto da renda corrente e do consumo sobre o desempenho dos indicadores, não obstante o efeito estimado significativo destas variáveis. Este resultado é consistente com a evidência empírica internacional de que existe descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, o qual pode ser explicado, pelo menos em parte, por diferenças de expectativas e percepção de renda relativa no universo das famílias. A inclusão de exaustivo número de variáveis explicativas no modelo – além da renda e do consumo – aumenta seu poder de explicação em extensão ainda insuficiente para produzir ajustamento satisfatório para os dados, o que sugere a existência de

algun tipo de heterogeneidade não observada que explica boa parte do desempenho dos indicadores de qualidade de vida das famílias brasileiras.

O capítulo 19, *Taxa de poupança e consumo no ciclo da vida das famílias brasileiras: evidencia microeconômica*, encontra-se em edição como Texto para discussão do Ipea. A pesquisa proposta neste trabalho objetiva testar as implicações da hipótese do ciclo da vida/renda permanente para o comportamento da taxa de poupança das famílias brasileiras. O estudo utiliza a base de dados microeconômicos produzida pela POF 2008-2009 sobre a estrutura de despesas e rendimentos das famílias brasileiras. Testes econométricos buscarão explicar como o consumo, a renda e a poupança das famílias brasileiras evoluem ao longo do ciclo da vida. Em especial, examina-se a significância do efeito da idade sobre o consumo, a fim de avaliar se as famílias brasileiras suavizam o consumo com o tempo. Com isto, é possível detectar violações da teoria no contexto brasileiro, objetivando-se neste caso elucidar suas causas e propor soluções. Realmente, existem fortes indícios que indicam a restrição de crédito como a principal explicação para a incapacidade de suavização do consumo das famílias com baixo nível de educação. Logo, é necessária maior atenção das políticas públicas sobre os fatores que dificultam o acesso ao crédito no Brasil, bem como é preciso promover medidas que venham a corrigir as falhas no mercado de crédito. O maior acesso das classes menos favorecidas ao crédito terá efeito fortemente positivo sobre o seu bem-estar, além de promover dinamização no mercado de crédito por intermédio da inclusão financeira de grande parcela da população marginalizada.

4 AVALIAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Esta seção apresenta capítulos que têm em comum a avaliação de políticas públicas específicas.

O capítulo 20, *Impacto do Plano Simplificado de Previdência sobre as contribuições voluntárias à Previdência Social* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1605 do Ipea –, analisa o Plano Simplificado de Previdência (PSP) instituído pelo governo em abril de 2007, que desonerou a contribuição social dos contribuintes voluntários que têm salário de contribuição mínimo – um salário mínimo (SM). O objetivo do capítulo foi avaliar o efeito desta medida sobre a probabilidade de este trabalhador se tornar contribuinte. Para isto, utilizaram-se os dados do Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS), que é a consolidação de todos os arquivos administrativos sociais (Relação Anual de Informações Sociais – Rais, Previdência Social etc.), realizada pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) e cedida na forma de amostra de trabalhadores para o Ipea. Este cadastro permite acompanhar o histórico dos trabalhadores selecionados ao longo de toda a sua vida contributiva. Estes dados longitudinais são novidade, e o entendimento do seu potencial e sua limitação constituem a primeira etapa do projeto. O método empregado para estimar o potencial impacto do PSP é o que

se denomina de diferenças em diferenças (*difference-in-differences*). Este método recebe tal intitulação porque, com base em escolha adequada de grupo afetado (tratamento) e não afetado (controle) pela intervenção, compara os resultados destes dois grupos entre o período anterior e o posterior à introdução do programa. Os resultados revelam que o PSP aumentou a probabilidade de os trabalhadores que ganham em torno de um SM realizarem contribuição voluntária. A abordagem foi repetida para diferentes conjuntos de trabalhadores, de forma a avaliar-se a robustez dos resultados. Os resultados assinalaram que o aumento na probabilidade de contribuição que pode ser atribuída ao PSP é estatisticamente significativo.

O capítulo 21, *Determinantes dos altos deságios nos leilões de transmissão de energia elétrica no Brasil entre 1999-2010* – originalmente publicado como *Texto para Discussão* n. 1703 do Ipea –, analisa os determinantes dos altos deságios no setor de transmissão de energia elétrica no Brasil entre 1999 e 2010, por meio de modelo econométrico baseado no modelo de Roy e no estimador de Heckman (1979), que considera a heterogeneidade entre os lances vencedores e perdedores, bem como a endogeneidade desta clivagem. A partir do conjunto total de lances, explicita-se a heterogeneidade entre os grupos e corrige-se o respectivo viés devido à endogeneidade desta classificação. O objeto da pesquisa justifica-se, uma vez que estudos que focam apenas os lances vencedores e que ignoram a correção em virtude da endogeneidade da seleção do grupo vencedor podem conduzir a conclusões impróprias. Conclui-se que: *i*) lances realizados por estatais (líderes ou isoladas) possuem 50% de probabilidade de vencer o lote; *ii*) na maioria dos lances vencedores, as estatais têm entrado em consórcios com grupos privados nacionais; *iii*) a probabilidade de vencer os leilões está relacionada a ganhos de escala devido à existência prévia de investimentos na região do lote a ser leiloadado; *iv*) os altos deságios são em parte explicados pelo menor risco Brasil e maior rentabilidade do empreendimento, e são importantes na determinação de deságios dos lances vencedores, em contraponto aos lances perdedores, provavelmente devido ao seu melhor conjunto de atributos e informações; *v*) o grau de concorrência aumenta os deságios com efeito não linear; e *vi*) a média dos deságios dos lances classificados como destoantes (36%) é praticamente o dobro da média dos demais deságios (23%), sendo praticados principalmente pela estatal líder que apresentar o maior número (57%) de lances destoantes com deságios médios da ordem de 40%, o que indica maior propensão à característica conhecida como “maldição do vencedor”.

O capítulo 22, *A remuneração dos investimentos em energia renovável no Brasil: uma proposta metodológica ao benchmark da UNFCCC para o Brasil* – publicado originalmente como *Texto para Discussão* n. 1701 do Ipea –, analisa os impactos, propostos em julho de 2011 pela Junta Executiva da Convenção de Mudança do Clima das Nações Unidas (United Nations Framework Convention on Climate – Change UNFCCC), da aprovação de guia revisada para taxas de retorno por grupos

de indústrias e países que poderiam ser utilizadas como valores de *benchmark* para a análise de adicionalidade de projetos do Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL). Para o setor de energia renovável no Brasil, foi proposto taxa de 11,75% ao ano (a.a.) em termos reais para o custo do capital próprio. Entretanto, a UNFCCC possibilita a proposição de outros valores – incluindo-se a metodologia de *capital asset pricing model* (CAPM) –, desde que tenham sua análise econômico-financeira baseada nas melhores práticas de financeiras internacionais e em fontes que possam ser validadas, além de propriamente justificadas. Neste contexto, o objetivo deste trabalho é contribuir ao debate da adequação do MDL como mecanismo capaz de incentivar a implementação de projetos de energia renovável por intermédio da estimação de parâmetros representativos para a Taxa de Retorno do Setor de Energia Renovável no Brasil. Por meio de extensa pesquisa referenciada nas melhores práticas metodológicas e em estimações já utilizadas por agências reguladoras internacionais e brasileiras, conclui-se que a taxa de retorno proposta pela UNFCCC para o Brasil se encontra abaixo do estimado, que pode atingir valor de 15,60% a.a caso se opte por política de incentivo a este segmento no país. Esta análise é de suma importância, uma vez que o Plano Decenal de Expansão de Energia (PDE) 2020 prioriza fortemente maior participação de energia limpa, com 39% de aumento para hidrelétricas e 198% para fontes renováveis – como pequenas centrais hidrelétricas (PCHs), biomassa e eólicas –, que se constituem, atualmente, nas opções indicadas como as mais promissoras para o Brasil, sendo capazes de atender a critérios ambientais e promover a necessária complementação ao atual parque hídrico brasileiro. Pode-se concluir que seria necessária a criação de outros instrumentos para estimular a implementação de projetos de energia renovável em linha com as diretrizes propostas pelo governo brasileiro.

O capítulo 23 discute a pobreza do produtor agrícola realizando simulações contrafactuais com a distribuição da renda deste produtor, e avaliando o efeito da distribuição da terra e da lucratividade entre os produtores de grupos selecionados. A pobreza é uma característica da distribuição da renda de um grupo, e exercícios contrafactuais que considerem apenas a diferença entre as médias dos grupos, como a decomposição de Oaxaca-Blinder, não são capazes de discutir questões relativas à pobreza. Para isso, lançamos mão da abordagem utilizada em Barros, Carvalho e Franco (2006) e proposta por Juhn Murphy Pierce (1993), que é um exercício contrafactual que avalia o efeito de trocas de distribuição entre grupos, e que é o instrumento adequado para discutir questões distributivas como a pobreza. A comparação entre as regiões mostra que: *i*) a pobreza do Nordeste destoa das demais regiões; *ii*) a diferença entre as distribuições do tamanho da família tem pouco efeito; e *iii*) a diferença da distribuição da terra é tão importante quanto a diferença da distribuição da lucratividade, ou seja, acesso a terra é tão importante quanto o acesso a tecnologia, mesmo para regiões onde a pobreza é elevada, como a região Nordeste.

ARTIGOS PUBLICADOS EM REVISTAS ACADÊMICAS

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças de pobreza entre produtores agrícolas no Brasil: simulações contrafactuais com o Censo Agropecuário 1995-96. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 2, p. 391-418, abr./jun. 2011. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/resr/v49n2/v49n2a06.pdf>>.

MATSUMURA, M.; MOREIRA, A. Assessing macro influence on Brazilian yield curve with affine models. **Applied Economics**, v. 43, n. 15, p. 1847-1863, 2011. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/00036840902762746#.U2OSG4FSZvA>>.

MATSUMURA, M.; MOREIRA, A.; VALENTIN, J. Identification of gaussian term structure models with observable factors. **Brazilian Econometric Review**, v. 31, n. 2, p. 259-269, 2011. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/5835>>.

_____. Forecasting the yield curve. **International Review of Financial Analysis**, v. 20, n. 5, p. 237-243, 2013. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521911000500>>.

ROCHA, K.; MOREIRA, A. O papel dos fundamentos domésticos na vulnerabilidade econômica dos emergentes. **Emerging Markets Review**, v. 11, n. 2, p. 173-182, jun. 2010. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1566014109000533>>.

_____. Efeito da desoneração fiscal de não residentes sobre a curva de juros brasileira: Medida Provisória nº 281/2006. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, p. 329-347, dez. 2010. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/1287/1077>>.

_____. _____. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 3, p. 487-496, jul./set. 2011. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502011000300007>>.

_____. O impacto da política fiscal nos *spreads* soberanos: a austeridade fiscal e a qualidade do ajuste. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 10, n. 1, p. 31-48, mar. 2012. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/3353>>.

_____. A volatilidade do fluxo de capital para economias emergentes: o papel da qualidade institucional do governo e do desenvolvimento do sistema financeiro doméstico. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 11, n. 3, p. 421-448, set. 2013. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/8759>>.

_____. Determinantes dos altos deságios nos leilões de transmissão de energia elétrica no Brasil entre 1999-2010. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 2, p. 235-249, abr./jun. 2013. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/3676>>.

SANTOS, D.; FOGUEL, M.; MOREIRA, A. Impacto do plano simplificado de previdência sobre as contribuições voluntárias à Previdência Social. **Revista de Estudos Econômicos**, v. 42, n. 4, p. 639-669, dez. 2012. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/47012>>.

SILVEIRA, M. A. C; PESSOA, M. S. Como as famílias brasileiras avaliam a satisfação com seus rendimentos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 3, p. 513-555, dez. 2013. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1451/1140>>.

PARTE I

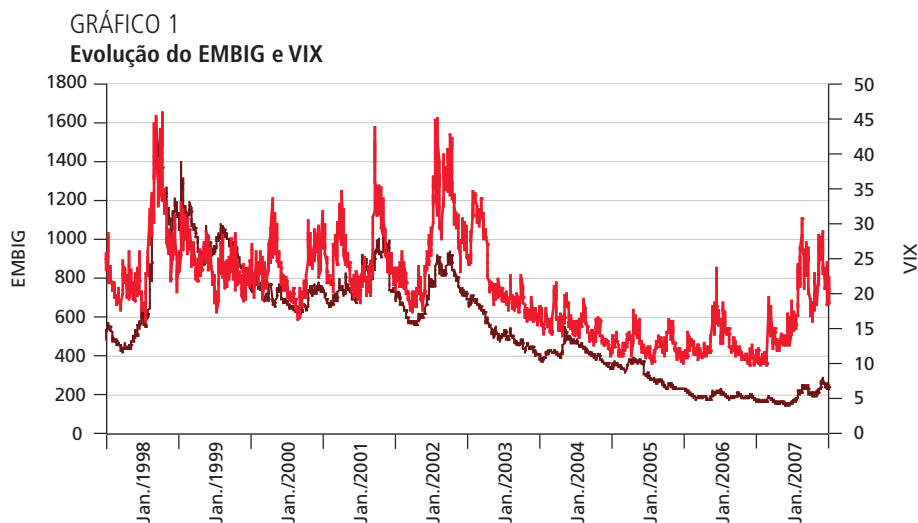
A VULNERABILIDADE DOS MERCADOS EMERGENTES

PAPEL DOS FUNDAMENTOS DOMÉSTICOS NA VULNERABILIDADE ECONÔMICA DOS EMERGENTES^{1,2}

Ajax Moreira³
Katia Rocha⁴
Roberto Siqueira⁵

1 INTRODUÇÃO

Desde 2003, o cenário econômico externo favorável, capitaneado pela alta liquidez internacional e aliado à melhora dos fundamentos dos mercados emergentes, proporcionou o nível mais baixo de risco-país de todos os tempos com o índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG),⁶ do banco de investimentos J. P. Morgan, caindo abaixo da barreira de 200 pontos-base em 2007 conforme ilustra o gráfico 1.



Fontes: J. P. Morgan e CBOE.

1. Este estudo foi publicado em setembro de 2008, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1358.

2. Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J. P. Morgan) e Felipe Pinheiro (BNDES) pelos debates, sugestões e dados. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo o ponto de vista do Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac. E-mail: ajax.moreira@ipea.gov.br

4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

5. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac. E-mail: roberto.siqueira@ipea.gov.br

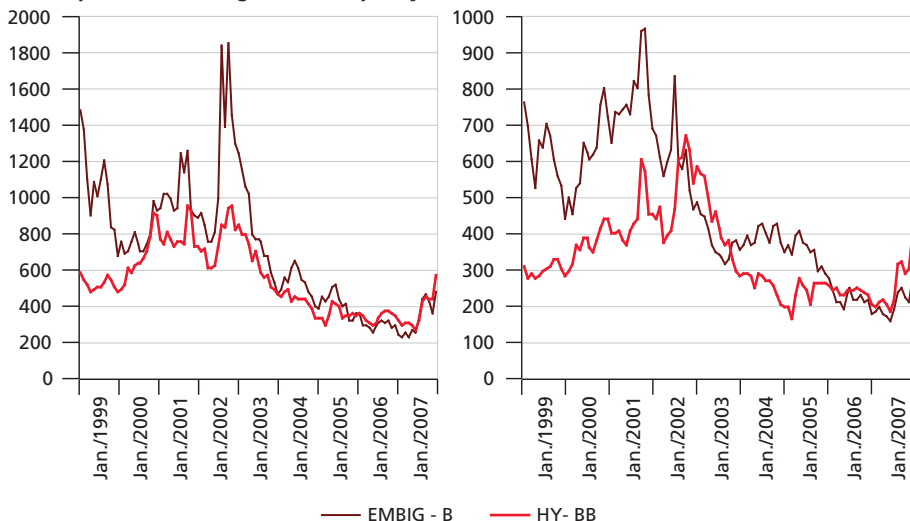
6. O índice EMBIG, publicado pelo banco de investimentos J. P. Morgan, é amplamente utilizado como *proxy* do risco-país ou risco soberano.

A crise das hipotecas americanas, em meados de 2007, modificou o até então promissor cenário, levando a um aumento generalizado na percepção do risco global de mercado.⁷ No entanto, é digno de nota o desempenho dos países emergentes, que vêm apresentando, até o momento, maior resistência em comparação a crises anteriores.

O gráfico 2 ilustra a melhora de vulnerabilidade ao comparar os *spreads* (em pontos-base) pagos pelos emergentes (EMBIG) e pelas corporações americanas de alto risco (J. P. Morgan Domestic High Yield) agrupados segundo o critério de *rating* B e BB utilizado pelas agências internacionais de classificação de risco.⁸ O gráfico evidencia que os *spreads* pagos pelos emergentes reduziram-se significativamente desde 2003, equiparando-se e, recentemente, sendo negociados a taxas menores que as de corporações americanas de *rating* semelhante.

GRÁFICO 2

Spreads de emergentes e corporações americanas de alto risco



Fonte: J. P. Morgan.

Houve, regra geral, uma diminuição dos *spreads* soberanos, além de uma mudança no *ranking* de vulnerabilidade entre os países emergentes,

7. O índice VIX é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela Chicago Board of Option Exchange – CBOE (2003), e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos 30 dias considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

8. O critério consiste na atribuição de notas para o credor com o chamado *rating*. O *rating* em escala global é comparável entre credores e consiste em uma metodologia que leva em conta diversos aspectos econômicos, fiscais, de solvência, governança, ambiente político etc., do emissor. As notas são, da maior para menor: AAA – AA – A – BBB – BB – B – CCC – CC – C – D, havendo ainda uma subdivisão de +, – ou neutro. A partir da escala BBB (inclusive) o emissor ou título é considerado “grau de investimento”.

como pode ser observado na tabela 1 pelo comportamento dos *spreads* anuais (EMBIG) pagos pelo conjunto dos 23 emergentes analisados neste estudo no período 1998-2007.

TABELA 1
Evolução dos *spreads*

Ano	Argentina	Bulgária	Brasil	Chile	China	Colômbia	Equador	Hungria
1998	597	771	800	n.d.	171	483	1.091	n.d.
1999	720	838	1.036	173	172	591	2.651	138
2000	668	728	726	197	136	669	2.870	105
2001	1.548	677	887	192	127	595	1.383	63
2002	5.788	371	1.380	177	89	685	1.443	69
2003	5.441	228	836	126	57	506	1.188	31
2004	5.040	143	538	82	67	417	791	24
2005	2.578	82	395	65	58	323	708	54
2006	342	82	233	80	63	194	540	72
2007	320	80	180	101	70	160	676	72
Ano	Indonésia	Libano	México	Malásia	Panamá	Peru	Filipinas	Polônia
1998	n.d.	250	572	504	411	573	513	244
1999	n.d.	238	587	317	466	603	395	254
2000	n.d.	205	366	217	435	567	514	254
Ano	Indonésia	Libano	México	Malásia	Panamá	Peru	Filipinas	Polônia
2001	n.d.	502	363	237	437	652	589	208
2002	n.d.	930	317	187	435	613	443	196
2003	n.d.	511	246	151	367	428	453	98
2004	321	361	193	112	339	364	454	68
2005	269	325	168	84	252	239	409	51
2006	210	268	137	84	183	186	235	59
2007	197	418	126	87	154	138	178	61
Ano	Rússia	Turquia	El Salvador	Ucrânia	Uruguai	Venezuela	África do Sul	EMBIG
1998	2.424	549	n.d.	n.d.	n.d.	973	397	787
1999	3.842	587	n.d.	n.d.	n.d.	1.072	422	992
2000	1.341	533	n.d.	1.787	n.d.	878	332	707
2001	934	892	n.d.	1.678	295	917	311	796
2002	527	754	357	680	975	1.051	270	728
2003	315	627	338	358	902	1.004	175	532
2004	272	352	267	315	573	573	141	423
2005	156	274	240	195	378	410	95	306
2006	111	223	194	203	242	218	90	198
2007	121	214	161	200	194	337	100	197

Fonte: J. P. Morgan.

Obs.: n.d. = não disponível.

Segundo o *Global Financial Stability Report* (2007), essa melhora na vulnerabilidade dos emergentes deve-se, principalmente, às políticas implementadas durante o ciclo favorável de liquidez econômica iniciado em 2003, com destaque para: *i*) a melhoria na composição e no gerenciamento da dívida pública, seja alongando a maturidade, diminuindo o estoque indexado à moeda estrangeira e iniciando programas de emissões em moeda local no mercado externo; *ii*) o fortalecimento do mercado financeiro doméstico com a ampliação da base de investidores domésticos e estrangeiros e melhorias nos procedimentos de gerenciamento de risco de instituições financeiras; *iii*) a gradativa liberalização financeira da conta de capital e adoção de conceitos institucionais de governança e, finalmente; *iv*) a acumulação de reservas, estabilização de preços e comprometimento com o ajuste fiscal.

Todavia, os impactos ainda desconhecidos – a reboque da crise das hipotecas americanas – no setor real da economia, com a possibilidade de uma desaceleração econômica mundial, cenários restritivos quanto ao crédito, alto preço do petróleo e das *commodities* em geral, permanecem como questão crucial para os países emergentes.

O objetivo deste estudo consiste em respaldar empiricamente políticas com potencial de reduzir a vulnerabilidade econômica de emergentes frente a conjunturas externas desfavoráveis. Por vulnerabilidade entendemos a resposta dos *spreads* soberanos a choques externos de risco ou liquidez global. O estudo se diferencia dos demais por focar no papel dos fundamentos domésticos na vulnerabilidade econômica dos emergentes, ou seja, ele parte da constatação de que a partir de um mesmo choque externo, se observa uma resposta específica em cada país. Esse argumento é apresentado em Calvo (2003), que ressalta o papel dos fundamentos como multiplicadores de choques externos e indica limitações dos modelos lineares onde os *spreads* respondem igualmente a um mesmo choque.⁹

Dessa forma, a vulnerabilidade dos países emergentes é analisada através de modelos onde os *spreads* são explicados pela percepção de risco global junto com os fundamentos econômicos de cada país que atuam como multiplicadores desses choques de risco.

Entre a lista de fundamentos possíveis destacamos a liberalização financeira, o nível de endividamento do governo, o estoque da dívida pública indexada à moeda estrangeira, o *superavit* primário, a volatilidade da taxa de crescimento nominal, indicadores de desenvolvimento do mercado financeiro doméstico e indicadores de governança.

9. Como mencionado em Calvo (2003, p. 25): “domestic factors could be powerful multipliers of external shocks. The problem for the econometrician is that nonlinearities imply that, faced with the same external shock, some economies enter into deep crisis, while others escape totally unscathed”.

O estudo abrange um grupo de 23 países emergentes no período de 1998 a 2007, amostra que corresponde a mais de 96% da capitalização de mercado do índice EMBIG do J. P. Morgan em dezembro de 2007.

O estudo está organizado da seguinte maneira: a próxima seção faz uma resenha da literatura referente aos determinantes de risco-país; a seção 3 introduz as variáveis e a especificação do modelo; a seção 4 apresenta os resultados e a última seção expõe a conclusão.

2 DETERMINANTES DO RISCO-PAÍS

A literatura sobre os determinantes do risco-país é vasta, principalmente após as crises asiática (1997) e russa (1998). Enquanto a maioria dos estudos se concentrou inicialmente nos fundamentos macroeconômicos que determinam o risco ou *rating* soberano, cada vez mais as atenções se voltam para a influência de choques externos relativos à liquidez internacional e ao comportamento de aversão ao risco dos investidores. Recentemente, o debate estendeu-se para variáveis de qualidade institucional de governança e transparência, de comprometimento e qualidade do ajuste fiscal, do desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, do grau de liberalização financeira e da abertura econômica do país.

Entre os estudos que quantificam a importância de variáveis macrofundamentadas na determinação dos *spreads* soberanos, destacam-se Min (1998), Eichengreen e Mody (1998) e Kamin e Von Kleist (1999). Regra geral, esses estudos evidenciam que os *spreads* na década de 1990 caíram mais do que o explicado pelos seus fundamentos sem, no entanto, estabelecer relação significativa com o papel dos choques externos. Estudos posteriores, como os de Arora e Cerisola (2001) e Ferrucci (2003), acrescentam a política monetária americana como determinante dos *spreads* soberanos. McGuire e Schrijvers (2003), ao aplicarem a análise de componente principal, concluíram que a aversão ao risco dos investidores corresponde ao componente comum que explica 80% da variação dos *spreads*. Ainda, a análise apresentada no *Global Finance Stability Report* (2004) sugere que o efeito da liquidez internacional tornou-se mais importante do que os fundamentos na determinação dos *spreads* soberanos após setembro de 2001, apontando o índice VIX¹⁰ como fator determinante dos *spreads* em todo o período analisado de 1994-2003. Recentemente, Kashiwase e Kodres (2005) e Rozada e Yeyati (2006) consolidam a visão de que tanto os fundamentos quanto principalmente variáveis de aversão ao risco e liquidez global são essenciais em modelos para *spreads* soberanos de países emergentes – ou, igualmente segundo Favero, Pagano e Von Thadden (2005), de países da União Europeia (UE).

10. Ver nota de rodapé 7.

O debate fiscal foi recentemente incluído na discussão dos determinantes dos *spreads* soberanos de países da UE por Afonso e Strauch (2004), Bernoth, Von Hagen e Schuknecht (2004) e Hallerberg e Wolff (2006). Focando nos países emergentes, Akitoby e Stratmann (2006) ressaltam a importância não somente do ajuste fiscal, mas, principalmente, da qualidade do ajuste sobre os *spreads* soberanos, com o ajuste do tipo I (basicamente em despesas correntes) sendo mais efetivo na redução dos *spreads* em detrimento do ajuste tipo II (aumento dos impostos e cortes no investimento público).

A liberalização da conta de capital (inconvertibilidade da moeda) e a credibilidade do aparato legal (risco jurisdicional) são questões levantadas por Arida, Bacha e Lara-Resende (2005) e Bacha, Holland e Gonçalves (2008) como determinantes das taxas de juros pagas pelos emergentes (taxa de juros em moeda local). Edwards (2005, 2007) fomenta a discussão em favor da liberalização financeira da conta de capital, sem, no entanto, apresentar direta ligação com os *spreads* emergentes, mas sim com o fluxo de capitais para esses países. Finalmente, a consolidação de argumentos em favor da liberalização da conta de capital, do desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, do fortalecimento de indicadores institucionais de governança e adoção de normas internacionais contábeis encontra respaldo na recente análise apresentada pelo *Global Financial Stability Report* (2007). O estudo sugere aos emergentes as referidas políticas com vistas a melhorias na vulnerabilidade econômica.

3 MODELO DE VULNERABILIDADE ECONÔMICA

Na abordagem de mercado é possível inferir a vulnerabilidade econômica de qualquer país emissor de dívida pela análise dos respectivos *spreads* soberanos negociados no mercado (González-Páramo, 2006). Essa abordagem baseia-se na racionalidade de que o preço de mercado do *risco* refletido nos *spreads* embute todas as expectativas econômicas futuras disponíveis aos agentes na data da negociação, que as consolidam na forma de um julgamento de valor.

Ao negociar o *spread* soberano, o mercado está quantificando o risco de crédito desse país e, portanto, atribuindo expectativas quanto à trajetória futura da capacidade de pagamento do país medida através de seus fundamentos econômicos.

No entanto, apesar de o *spread* soberano refletir as expectativas relacionadas aos fundamentos do país, observa-se que os *spreads* dos países emergentes flutuam de forma semelhante,¹¹ o que sugere a existência de uma componente comum que afeta a todos os países simultaneamente e que, portanto, não depende das características idiossincráticas de cada país. A hipótese, usualmente adotada na

11. Estudos preliminares dos autores mostram que uma componente comum explica mais que 50% do total da variação dos *spreads* dos 23 países analisados.

literatura, considera que esta componente comum corresponde a uma medida de aversão de risco global. Calvo (2003), estende a discussão ressaltando o papel dos fundamentos como multiplicadores dos choques externos.

Neste texto, propomos o modelo geral (1) que parte do argumento apresentado em Calvo (2003), onde os fundamentos (F), intrínsecos ao país, agem como multiplicadores do choque de risco global (R). Dessa forma, a função $b(\cdot)$ mede a vulnerabilidade de certo país ($spread$ soberano) a alterações na percepção de risco global (R), enquanto a função $a(\cdot)$ corresponde à parcela do $spread$ que é específica ao país e independente de (R).

Portanto, o $spread$ (s_{iad}) do país (i) no dia (d) do ano (a) é função da medida de aversão ao risco global (R) comum aos países observada no mesmo dia e ano; e dos fundamentos econômicos (F_{ia}) de cada país e ano. As variáveis utilizadas nas diversas especificações do modelo (1) são apresentadas nas próximas subseções.

$$s_{iad} = \alpha(F_{ia}) + \beta(F_{ia})R_{ad} + e_{iad} \quad (1)$$

3.1 Variável dependente: *spread* soberano

O $spread$ soberano (ou risco-país) corresponde à taxa de juros que o país se financia acima de uma taxa sem risco adotada como *benchmark*.¹² Seguindo a literatura, utilizamos $spreads$ relativos ao índice diário EMBIG de cada país, composto da ponderação pelo valor de mercado de títulos como *brady bonds*, *eurobonds*, empréstimos e instrumentos de endividamento no mercado local, emitidos por entidades soberanas ou quase-soberanas, conforme descrito em J. P. Morgan (1999). Esse índice relaxa alguns critérios de liquidez do Embi e Embi+, abrangendo mais países e instrumentos em sua composição. Os dados utilizados referem-se aos *stripped spreads* diários no período 1998-2007, que consistem na diferença em pontos-base entre um título com risco emitido pela entidade soberana e um instrumento sem risco de características similares (títulos do governo americano de mesma duração), onde o valor presente do fluxo de colaterais é removido, uma vez que colaterais equivalem a um tipo de seguro e não estão sujeitos ao risco soberano. Alguns dos países estudados estiveram em regime de moratória e nesse caso entendemos que o preço é formado em condições diferentes. Consideramos que $spreads$ superiores a 25% correspondem a um regime de exceção e por isto essas observações foram descartadas.

Os 23 países considerados neste estudo correspondem a mais de 96% da capitalização de mercado do índice EMBIG, do J. P. Morgan (2004) em dezembro de 2007, conforme ilustra a tabela 2.

12. Usualmente as taxas de juros de títulos do Tesouro americano.

TABELA 2
EMBIG: capitalização de mercado EMBIG

País	Participação (%)	País	Participação (%)
Brasil	14,9	China	2,1
México	13,0	Argentina	2,1
Rússia	12,5	Ucrânia	1,8
Turquia	9,3	Uruguai	1,8
Filipinas	7,4	Chile	1,5
Venezuela	7,2	Equador	1,3
Malásia	3,2	África do Sul	1,3
Colômbia	3,1	Polônia	1,2
Indonésia	3,1	El Salvador	1,2
Panamá	2,5	Bulgária	0,5
Libano	2,4	Hungria	0,5
Peru	2,2		
Total			96,1

Fonte: J. P. Morgan (dezembro de 2007).

3.2 Variáveis explicativas: aversão ao risco e fundamentos

Neste estudo, adotamos como medida do risco global o índice de volatilidade (VIX) disponível na Chicago Board Option Exchange (CBOE),¹³ e ainda o índice *Domestic High Yield* (HY) disponível pelo J. P. Morgan para o mercado americano. Ambas variáveis são usuais como indicadores de aversão ao risco global de mercado.

Com relação a variáveis macroeconômicas, consideramos três classificações para as variáveis de fundamentos condicionantes do *spread*: *a)* sustentabilidade da dívida; *b)* instabilidade econômica; e *c)* eficiência econômica. Neste estudo utilizamos as seguintes variáveis, com periodicidade anual entre 1998-2007, extraídas da Moody's (2007):

1) Sustentabilidade da dívida

- a) Div/PIB: dívida total do governo como proporção do produto interno bruto (PIB). A dívida total do governo inclui os orçamentos consolidados dos governos central, estadual/regional e local, junto com o sistema de seguridade social e outros fundos extra-orçamentários engajados em atividades não-comerciais. O conceito exclui empréstimos e refinanciamentos de ativos/passivos de empresas públicas, exceto transferências financeiras feitas sob a forma de subsídios para essas empresas.¹⁴

13. Ver nota de rodapé 7.

14. Mesmo cientes de que, no caso brasileiro, há diferenças significativas entre a dívida bruta e a líquida, optamos por utilizar o mesmo critério das agências de classificação de risco, que comumente utilizam o conceito de dívida bruta em suas análises, além de serem dados disponíveis para todo o conjunto de países emergentes analisados.

- b) $FX/DivTot$: estoque da dívida pública do governo indexada à moeda estrangeira como proporção da dívida total do governo. Como os governos, regra geral, obtêm receitas em moeda local, sua capacidade de pagamento de dívidas em moeda estrangeira é menor e vulnerável aos choques de balanço de pagamentos que alterem a taxa de câmbio.
 - c) SP : *superavit* primário. A diferença entre o total de receitas e o de despesas excluindo o pagamento de juros da dívida como proporção do PIB. Medida direta da capacidade do governo de honrar a sua dívida e também do grau de desequilíbrio macroeconômico existente no país.
- 2) Instabilidade econômica
- a) $VOLPIB$: volatilidade da taxa nominal de crescimento da economia.¹⁵ Economias com maior volatilidade na taxa de crescimento refletem políticas econômicas mais instáveis e vulneráveis a choques externos, características que diminuem a previsibilidade da capacidade de honrar a dívida e, portanto, apresentam maior risco de crédito.
- 3) Eficiência econômica

A livre mobilidade de capital promove a eficiência alocativa global de poupança e uma melhor diversificação do risco, aumentando, por conseguinte, o crescimento e promovendo o bem-estar econômico dos países (Fischer, 1998; Obstfeld, 1994). Argumentos contrários apóiam-se no grau de ineficiência do mercado (Stiglitz, 2000, 2004), constituindo-se em debate altamente controverso na literatura de crescimento e desenvolvimento econômico (Eichengreen, 2001). Segundo Klein e Olivei (1999), a integração econômica ainda contribui para o desenvolvimento do mercado financeiro doméstico e possibilita a obtenção de créditos com menores custos por empresas dos países em desenvolvimento. De forma a analisar o aspecto da integração e eficiência econômica, utilizamos neste estudo as seguintes variáveis:

- a) $AF1$: índice de liberalização financeira *de jure* construído por Chinn e Ito (2007), baseado nos dados publicados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) em seu Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER), e que inclui diversas variáveis, como a presença de múltiplas taxas de câmbio, restrições nas transações de conta corrente e de conta capital e requerimentos sobre o ingresso de receitas de exportações.¹⁶

15. Aplicamos o alisamento exponencial para estimação da variância da taxa de crescimento do PIB nominal com um fator de desconto de 0.9 o que corresponde a um peso inferior a 50% para flutuações ocorridas há mais de sete anos.

16. Este índice corrige certas distorções quanto a intensidade, extensão e efetividade do controle de capitais, estando disponível para 181 países desde 1970.

- b) AF2: fluxo de investimentos internalizados (*inflow*) no país como proporção do PIB, ou seja: a soma do FDI (investimentos externos diretos), investimentos em portfólio (ações e dívidas) e outros investimentos (empréstimos) obtidos através do International Finance Statistics (IFS) do FMI.
- c) CP: crédito privado. Mede o desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, correspondendo ao crédito concedido por instituições bancárias ao setor privado como proporção do PIB disponível no (IFS-FMI).
- d) GOV1: Estado de direito. Desenvolvido por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2006) mede a qualidade da execução dos contratos, da atuação da polícia e dos tribunais, incluindo a independência judiciária e a incidência de crime.
- e) GOV2: qualidade do clima regulador. Desenvolvido por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2006) medindo a incidência de políticas pouco favoráveis ao mercado.

4 RESULTADOS

As subseções seguintes apresentam os resultados relativos às diversas especificações em relação ao modelo geral (1).

4.1 O *ranking* da vulnerabilidade

O *ranking* de vulnerabilidade dos países emergentes, pode ser estimado através do modelo (2), uma versão do modelo (1) que utiliza a maior dimensão temporal das variáveis financeiras (*spread* e risco). Neste caso, as estimativas não estão sujeitas ao viés de variáveis omitidas, uma vez que o modelo de efeito fixo (2) é uma versão do modelo (1) que considera o efeito de qualquer variável definida na dimensão (país, ano).

$$s_{iad} = \alpha_{ia} + \beta_{ia} R_{iad} + e_{iad} \quad (2)$$

O modelo (2) pode ser estimado para cada par (ano, país), e o R^2 – proporção da variância dos *spreads* explicada pelo modelo – é uma medida da relevância da variável de risco (R). A tabela 3 apresenta a distribuição da estatística- R^2 para as duas medidas de risco utilizadas (VIX, HY), e mostra que para mais do que 40% dos pares (país, ano) a medida de risco (R) explicou mais do que 67% da variância do *spread*, o que mostra a importância da medida de risco global como componente comum para a maioria dos países ao longo do tempo.

TABELA 3
Distribuição do R^2
(Em %)

	Até 20	20-40	40-60	60-80	80 e +
VIX	0,07	0,19	0,40	0,67	0,86
HY	0,01	0,18	0,46	0,72	0,95

Elaboração dos autores.

As estimativas da vulnerabilidade de cada país, parâmetro b_{ia} , estão apresentadas na tabela 4, onde se optou por utilizar a medida de risco VIX. Observe que, em geral, a magnitude da vulnerabilidade econômica de cada país diminuiu para todos os países no decorrer do tempo, atingindo o menor nível em 2007. O coeficiente também foi capaz de detectar crises de solvência e de expectativas para diversos países como a crise na Ásia em 1997/1998, a moratória da Rússia em 1998/1999 e Argentina em 2002 e a crise de confiança pré-eleitoral do Brasil em 2002.

TABELA 4
O ranking da vulnerabilidade

País	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Argentina	0.294	0.107	0.066	-	0.907	0.775	-	4.961	0.090	0.155
Brasil	0.420	0.479	0.094	0.149	0.671	0.454	0.289	0.115	0.048	0.029
Bulgária	0.367	0.107	0.135	-	-0.020	0.030	0.115	0.014	0.021	0.037
Chile	n.d.	n.d.	0.012	0.028	0.038	0.049	0.035	-	0.005	0.035
China	0.071	0.064	-	0.012	-	0.014	0.013	-0.007	0.004	0.035
Colômbia	0.290	0.039	0.065	0.033	0.206	0.155	0.143	0.135	0.065	0.035
El Salvador	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	0.043	-	0.017	0.049	0.033
Equador	0.607	-0.639	-	0.118	0.392	0.370	0.120	0.100	-0.122	-0.053
Hungria	n.d.	n.d.	-	-	-0.009	-	-	-	0.013	0.020
Indonésia	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	0.063	0.034	0.075
Líbano	n.d.	0.013	-	0.091	0.102	0.134	0.066	0.086	-0.121	0.096
Malásia	0.358	0.176	0.025	0.019	0.015	0.054	0.058	0.012	0.020	0.031
México	0.274	0.214	0.053	0.052	0.072	0.073	0.037	0.055	0.032	0.030
Panamá	0.140	0.023	0.052	0.045	0.089	0.056	0.061	0.070	0.037	0.033
Peru	0.223	0.139	0.125	-	0.200	0.136	0.180	0.063	0.044	0.041
Filipinas	0.267	0.120	0.055	0.064	0.054	0.077	-	0.094	0.064	0.047
Polônia	0.079	0.011	-	0.038	0.033	0.074	0.030	-	0.011	0.017
Rússia	2.337	1.719	0.259	0.057	0.033	0.095	0.075	0.060	0.021	0.041
África do Sul	0.170	0.212	0.059	0.020	0.018	0.037	0.071	0.030	0.023	0.052
Turquia	0.231	0.128	0.125	0.077	0.192	0.217	0.151	0.087	0.064	0.026
Ucrânia	n.d.	n.d.	n.d.	-	-	0.136	0.074	0.053	0.079	0.084
Uruguai	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	0.523	0.477	0.308	0.115	0.079	0.043
Venezuela	0.706	0.438	0.139	0.065	0.092	0.429	0.333	0.064	-	0.199

Elaboração dos autores.

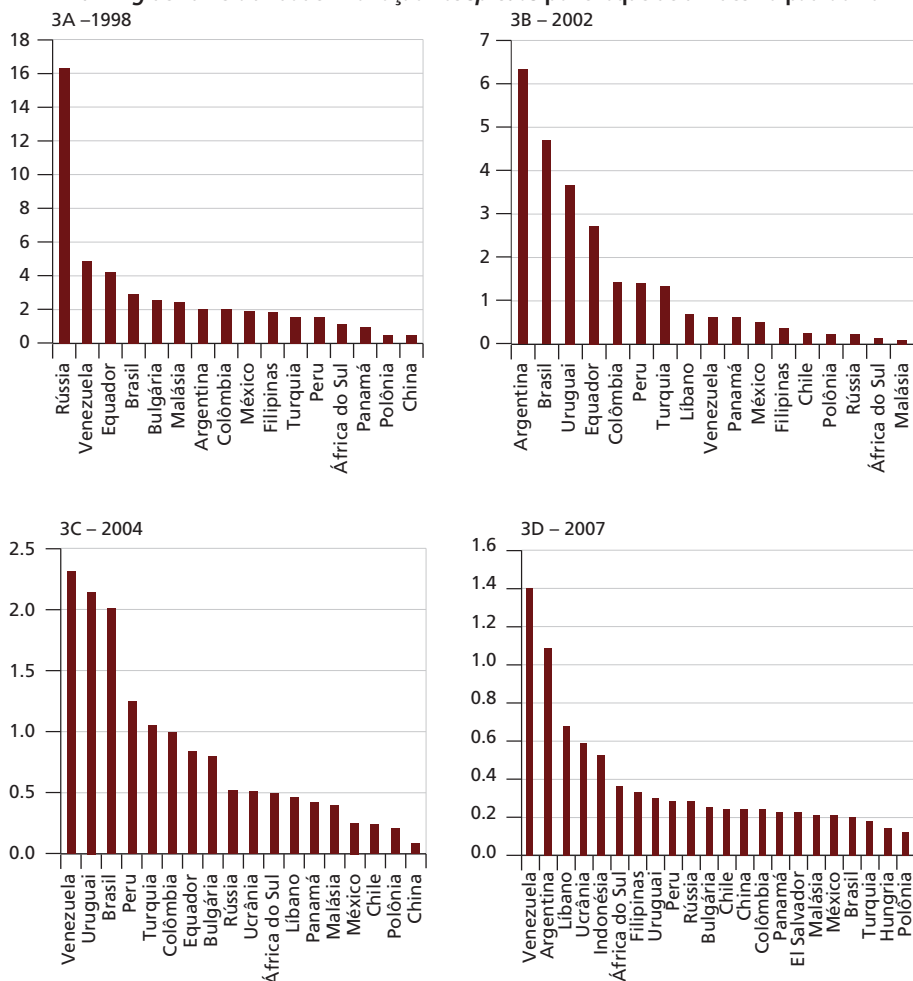
Obs.: 1. Todos os parâmetros apresentados são significativos ao nível de confiança de 3%.

2. n.d. indica que o país não pertencia ao índice EMBIG no ano corrente.

Os resultados permitem ainda analisar a evolução no *ranking* de vulnerabilidade econômica dos soberanos. O gráfico 3 apresenta a variação esperada do *spread* soberano, medida em porcentagem ao ano (a.a.), em razão de um choque de 1 desvio-padrão no índice VIX. Particularmente, em relação ao Brasil, observou-se uma melhora significativa no *ranking* de vulnerabilidade econômica, que passou do grupo dos 25% mais vulneráveis em 1998 para o grupo dos 25% menos vulneráveis em 2007.

GRÁFICO 3

Ranking de vulnerabilidade – variação nos *spreads* por choque de um desvio-padrão no VIX



Elaboração dos autores.

4.2 O papel dos fundamentos na vulnerabilidade

O papel dos fundamentos domésticos sobre a vulnerabilidade econômica pode ser estimado através do modelo (3), que é um modelo de efeito fixo no par (país, ano), e que portanto considera o efeito de todas as variáveis neste nível.

$$s_{iad} = \alpha_{ia} + \beta(F_{ia})R_{iad} + e_{iad} \tag{3}$$

Definindo as funções (a,b) de forma linear, os modelos (1) e (3) podem ser reparametrizados como um modelo linear nos parâmetros onde as variáveis explicativas são os fundamentos ou os fundamentos multiplicados pela medida de aversão ao risco utilizada.¹⁷

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados para ambos modelos M1 e M3, com análise de robustez quanto às variáveis propostas para as medidas de risco global, liberalização financeira e governança definidas na subseção 3.2. Os resultados mostram que para os dois modelos considerados M1 e M3 os sinais dos coeficientes são, regra geral, os mesmos (principalmente no modelo M3 sem viés de variável omitida) indicando a robustez dos resultados.

Entre as recomendações de políticas públicas, concluímos que a vulnerabilidade econômica do país é potencialmente reduzida na medida em que aumentam o grau de desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, a liberalização financeira, o *superavit* primário, os indicadores de governança e diminuem a instabilidade econômica, o endividamento e o estoque de dívida indexada à moeda estrangeira.

TABELA 5
Determinantes da vulnerabilidade (VIX)

VIX			VIX			VIX	
	b M1	b M3		b M1	b M3	b M1	b M3
VOLPIB	0.008	0.013	VOLPIB	-	0.011	VOLPIB	0.007
DIV/PIB	-	0.001	DIV/PIB	-	0.001	DIV/PIB	-
FX/DivTot	-	0.001	FX/DivTot	0.001	0.001	FX/DivTot	-
SP	-	-0.010	SP	0.010	-	SP	-
CP	-0.124	-0.069	CP	-0.123	-0.057	CP	-0.131
AF2	-0.527	-0.414	AF1	0.021	-	AF2	-0.528
GOV1	-	-0.036	GOV1	-	-0.042	GOV2	-
							-0.040

Elaboração dos autores.
Obs.: Os parâmetros apresentados são significativos ao nível de confiança de 5%.

17. Os modelos (1) e (3) são modelos lineares onde o efeito da heterocedasticidade e autocorrelação serial dos resíduos sobre os momentos de segunda ordem foi corrigido utilizando a rotina de ivre2 (Stata) que implementa a correção Heteroskedastic and Autocorrelation Consistent (HAC), como sugerem Newey e West (1987). O teste de correlação serial foi implementado como sugerido em Wooldridge (2003).

TABELA 6
Determinantes da vulnerabilidade (HY)

	HY			HY			HY	
	b M1	b M3		b M1	b M3		b M1	b M3
VOLPIB	0.100	0.087	VOLPIB	-	0.078	VOLPIB	0.087	0.084
DIV/PIB	0.009	0.012	DIV/PIB	0.007	0.011	DIV/PIB	0.009	0.012
FX/DivTot	-	0.005	FX/DivTot	-	0.005	FX/DivTot	-	0.005
SP	-	-0.086	SP	-	-0.086	SP	-	-0.088
CP	-0.855	-0.489	CP	-0.774	-0.449	CP	-0.786	-0.450
AF2	-4.322	-1.939	AF1	-	-	AF2	-4.147	-
GOV1	-	-	GOV1	-	-	GOV2	-	-

Elaboração dos autores.

Obs.: Os parâmetros apresentados são significativos ao nível de confiança de 5%.

5 CONCLUSÃO

A alta liquidez internacional, aliada à baixa percepção de risco dos investidores do mercado, tem gerado uma conjuntura extremamente favorável para os mercados emergentes desde 2003. O índice *Emerging Markets Bond Index Global* (EMBIG) do banco de investimentos J. P. Morgan, que traduz a confiança dos investidores nas economias emergentes, atingiu em 2007 valores abaixo da barreira de 200 pontos-base, o nível mais baixo de risco-país de todos os tempos.

É digno de nota o desempenho dos países emergentes, que, mesmo após o início da crise de crédito das hipotecas americanas em meados de 2007, vêm apresentando maior resistência à crise atual, e melhor desempenho (traduzido em menores *spreads*) se comparados a corporações globais dos mercados desenvolvidos.

Todavia, os impactos ainda desconhecidos a reboque da crise das hipotecas americanas no setor real da economia, com a possibilidade de uma desaceleração econômica mundial, permanecem como questão crucial para a vulnerabilidade econômica dos países emergentes.

Admitindo a racionalidade econômica do mercado, onde os *spreads* soberanos representam expectativas quanto à trajetória futura dos fundamentos macroeconômicos, analisamos a partir de um modelo de dados em painel, a questão da vulnerabilidade econômica de um conjunto de 23 países emergentes no período de 1998 a 2007, amostra que corresponde a mais de 96% da capitalização de mercado do índice EMBIG em dezembro de 2007.

O modelo desenvolvido pretende respaldar, empiricamente, políticas com potencial de reduzir a vulnerabilidade econômica de emergentes frente a conjunturas externas desfavoráveis. O estudo se diferencia dos demais por focar sobre o

papel dos fundamentos domésticos na vulnerabilidade externa, ou seja, ele parte da constatação de que a partir de um mesmo choque externo, observa-se uma resposta específica em cada emergente. Esse argumento é apresentado em Calvo (2003) que ressalta o papel dos fundamentos domésticos como multiplicadores dos choques externos.

Os resultados obtidos apóiam políticas em direção a uma maior liberalização financeira da conta capital, gerenciamento da dívida pública com diminuição da dívida bruta e do estoque indexado à moeda estrangeira, sustentabilidade da política fiscal, desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, crescimento consistente, além de melhorias nos indicadores de governança, em especial indicadores quanto ao risco jurisdicional (aparato legal) e qualidade da regulação.

Particularmente, em relação ao Brasil, observou-se uma melhora significativa no *ranking* de vulnerabilidade econômica, que passou do grupo dos 25% emergentes *mais* vulneráveis em 1998 para os 25% emergentes *menos* vulneráveis em 2007.

Nesse sentido, é apropriado citar algumas políticas implementadas especialmente a partir do biênio 2005/2006 que convergem em direção às sugeridas neste estudo:

Lei nº 11.371, de 28 de novembro de 2006, que estabeleceu a nova regulamentação cambial para o Brasil, reduzindo custos de transação, eliminando assimetrias, flexibilizando a cobertura cambial para exportação e, finalmente, permitindo o processo de simplificação no mercado cambial *com maior segurança jurídica*.

Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que garantiu ao investidor estrangeiro a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos federais e instrumentos de capital de risco (*venture capital*). Essa medida incentiva a participação de investidores não residentes nas aplicações em títulos públicos, podendo contribuir para a melhora do perfil da dívida pública (redução dos juros, alongamento da maturidade, aumento e formação de uma base de investidores de longo prazo) e gerar externalidades positivas para diversas áreas, incluindo o setor produtivo.

O planejamento e o gerenciamento da dívida pública federal (DPF) pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), através de melhoras no perfil da dívida pública, seja alongando o prazo médio, aumentando a liquidez, consolidando a composição via títulos prefixados e referenciados a índice de preços e alavancando a participação de investidores institucionais, culminaram com a obtenção do grau de investimento por duas agências internacionais de classificação de risco no primeiro semestre de 2008.

Lei nº 11.638, de 28 de dezembro de 2007, que altera e moderniza as normas contábeis das sociedades anônimas brasileiras, que vigoram no país há mais de 30 anos (Lei das S.A. nº 6.404/1976), sem o viés fiscal anterior e mais atrelado

a conceitos técnicos. Essa medida oficializa os esforços do Comitê de Práticas Contábeis – Associação Brasileira de Companhias Abertas (Abrasca), Associação dos Analistas e Profissionais de Investimento do Mercado de Capitais (APIMEC), Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras (Fipecafi), Conselho Federal de Contabilidade (CFC), Instituto dos Auditores Independentes do Brasil (Ibracon), Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), Comissão de Valores Mobiliários (CVM), Banco Central (BCB) e agências reguladoras – em direção à convergência das regras domésticas aos padrões internacionais de contabilidade – *International Financial Reporting Standards* (IFRS). Possibilita, ainda, melhoras no quesito de governança ao propiciar mais agilidade e menores custos de captação de créditos externos (principalmente os destinados às importações), menor incerteza e mais transparência na avaliação de credores e analistas, menores custos operacionais (fiscais e técnicos) nos trabalhos de auditoria, e melhores condições para as empresas nacionais na abertura de capital nas maiores bolsas de valores do mundo.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; STRAUCH, R. **Fiscal policy events and interest rate swap spreads: evidence from de EU**. European Central Bank, 2004 (Working Paper Series, n. 303).
- AKITOBY, B.; STRATMANN, T. **Fiscal policy and financial markets**. 2006 (IMF Working Paper, n. 06/16).
- ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. **Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: conjectures on the case of Brazil**. Rio de Janeiro: Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças, 2005.
- ARORA, V.; CERISOLA, M. How does us monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? **IMF staff papers**, v. 48, n. 3, 2001.
- BACHA, E.; HOLLAND, M.; GONÇALVES, F. **Is Brazil different? Risk, dollarization, and interest in emerging markets**. 2008 (IMF Working Paper, n. 07/294).
- BERNOTH, K.; VON HAGEN, J.; SCHUKNECHT, L. **Sovereign risk premia in the European government bond market**. European Central Bank, 2004 (Working Paper Series, n. 369).
- CALVO, G. **Explaining Sudden stops, growth collapse and BOB crises: the case of distortionary outputs taxes**. NBER, 2003 (Working Paper Series, n. 9864).
- CBOE – CHICAGO BOARD OPTION EXCHANGE. **VIX – CBOE Volatility Index**, 2003.
- CHINN, M.; ITO, H. **A new measure of financial openness**. University of Wisconsin, NBER and Portland State University, 2007.

EDWARD, S. **Capital controls, Sudden stops and current account reversals**. NBER, 2005 (Working Paper Series, n. 11.170).

_____. Capital controls, capital flow contraction, and macroeconomic vulnerability. **Journal of international money and finance**, 2007. Forthcoming.

EICHENGREEN, B. Capital account liberalization: what do cross-country studies tell us? **World Bank economic review**, v. 15, n. 3, p. 341-366, 2001.

EICHENGREEN, B.; MODY, A. **What explains changing spreads on emerging-market debt: fundamentals or market sentiment?** NBER, 1998 (Working Paper, n. 6.408).

FAVERO, C.; PAGANO, M.; VON THADDEN, E. **Valuation, liquidity and risk in government bond markets**. IGIER, 2005 (Working Paper, n. 281).

FERRUCCI, G. **Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads**. Bank of England, 2003 (Working Paper, n. 205).

FISCHER, S. Capital account liberalization and the role of the IMF. Should the IMF pursue capital account convertibility? **Essays in International Finance**. Department of Economics, Princeton University, n. 207, 1998.

GLOBAL financial stability report. International Monetary Fund, Apr. 2004.

_____. International Monetary Fund, Sept. 2007.

GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. Member of the executive board of the ECB. Speech for International Conference in Macroeconomics, Valencia, Spain, 2006.

HALLERBERG, M.; WOLFE, G. **Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia**. Deutsche Bundesbank, 2006 (Discussion Paper Series, n. 1; Economic Studies, n. 35/2006).

J. P. Morgan. **EMBI global and EMBI global diversified**. Rules and methodology. J. P. Morgan Securities Inc. Emerging Markets Research, 2004.

KAMIN, S.; VON KLEIST, K. **The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s**. 1999 (BIS Working Papers, n. 68).

KASHIWASE, K.; KODRES, L. **Emerging market spread compression: is it real or is it liquidity?** 2005 (IMF Staff Paper). Forthcoming.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance matters VI: governance indicators for 1996-2006**. The World Bank, 2006.

KLEIN, M.; OLIVEI, G. **Capital account liberalization, financial depth, and economic growth**. NBER, 1999 (Working Paper, n. 7.384).

McGUIRE, P.; SCHRIJVERS, M. Common factors in emerging spreads. **BIS Quarterly Review**, Dec. 2003.

MIN, H. G. **Determinants of emerging market bond spreads**: do economic fundamentals matter? World Bank, 1998 (Policy Research Paper, n. 1899).

MOODY'S. **Moody's Statistical Handbook**. Country Credit, Nov. 2007.

NEWHEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

OBSTFELD, M. Risk-taking, global diversification, and growth. **American Economic Review**, v. 84, n. 5, p. 1.310-1.329, 1994.

ROZADA, M.; YEYATI, E. **Global factors and emerging market spreads**. Inter-American Development Bank, 2006 (Working Paper, n. #552).

STIGLITZ, J. Capital market liberalization, economic growth and instability. **World development**, v. 28, n. 6, p. 1075-1086, 2000.

_____. Capital-market liberalization, globalization, and the IMF. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 20, n. 1, p. 57-71.

WOOLDRIDGE, J. Cluster-sample methods in applied econometrics. **The American Economic Review**, v. 93, n. 2, p. 133-138, 2003.

O IMPACTO DA POLÍTICA FISCAL NOS *SPREADS* SOBERANOS: A AUSTERIDADE FISCAL E A QUALIDADE DO AJUSTE^{1,2}

Katia Rocha³

Ajax Moreira⁴

1 INTRODUÇÃO

O custo do empréstimo realizado por países emergentes ou por empresas neles sediadas tem no *spread* soberano um dos elementos fundamentais da sua determinação, o que afeta a capacidade de investimento das empresas e dos governos. Este custo é, portanto, um elemento importante na determinação do crescimento econômico dos países.

O *spread* soberano corresponde à taxa de juros com a qual um determinado país emergente se financia, acima de uma taxa sem risco adotada como *benchmark*,⁵ e reflete a capacidade do país de honrar seus compromissos, assim como condições internacionais de liquidez e aversão ao risco.

No contexto do mercado de títulos soberanos, os investidores avaliam a saúde das finanças públicas de cada governo e transformam esta análise em um julgamento financeiro. Ao diferenciarem as taxas de juros, ou, de forma equivalente, os *spreads* dos títulos soberanos emitidos por cada país, os mercados precificam o risco de crédito de acordo com o grau de austeridade fiscal de cada país. Dessa forma, atribuem expectativas quanto à trajetória futura da capacidade de pagamento do país, ou, igualmente, da probabilidade de *default*, que está relacionada com os valores atuais da dívida e da sua sustentabilidade, entre outros.

O *spread* é uma variável observada diariamente, sendo usual a adoção do índice emerging markets bond index global (EMBIG) de cada emergente, conforme descrito em J. P. Morgan (2004).⁶

1. Este estudo foi publicado em setembro de 2009, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1422.

2. Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J. P. Morgan) e Felipe Pinheiro (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES) pelas críticas, sugestões e disponibilização de dados. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo o ponto de vista do Ipea.

3. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

4. Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea. E-mail: ajax.moreira@ipea.gov.br

5. Usualmente as taxas de juros de títulos do Tesouro americano.

6. O índice Emerging markets bond index global (Embi) é computado pelo banco de investimentos J. P. Morgan e relaxa alguns critérios de liquidez dos índices Emerging markets bond index (Embi) e Embi+, abrangendo uma maior gama de países emergentes e instrumentos em sua composição.

A influência que os participantes do mercado exercem nos preços de diferentes títulos públicos refere-se, portanto, à disciplina de mercado. Para que esta disciplina *efetivamente* ocorra é necessário que: *i*) o governo tenha “o mesmo acesso” ao mercado de capital que os outros devedores, incluindo os agentes privados; *ii*) haja incentivos apropriados para punição caso ocorra o *default*; e *iii*) informações precisas e instantâneas sobre estatísticas de orçamento do governo estejam disponíveis.

Todas essas condições são necessárias, mas não suficientes, para uma efetiva disciplina de mercado nas políticas do governo, as quais, devido a imperfeições no mercado de capitais como a assimetria e a incompletude, deixam espaço para o governo ignorar seus sinais.

A relação entre as variáveis fiscais e os *spreads* soberanos é uma questão central da política macroeconômica e objeto de inúmeros estudos empíricos. A validação desta relação depende do entendimento conceitual dos mecanismos subjacentes e de questões técnicas sobre a estimação dos modelos.

A maioria dos estudos empíricos na literatura de determinantes de risco-país corrobora a evidência de que fatores fiscais afetam os *spreads* de risco, muito embora o impacto seja por vezes não linear, ou não significativo para *deficit* transitórios e pequenos.

Argumentos que associam os *spreads* a fundamentos macroeconômicos e a choques internacionais de liquidez e risco podem ser encontrados em diversos artigos: Arora e Cerisola (2001), Favero, Pagano e Von Thadden (2005), Ferruci (2003), Kashiwase e Kodres (2005), McGuire e Schrijvers (2003), e Rozada e Yeyati (2006).

Em particular, Codogno, Favero e Missale (2003) e Calvo (2003) argumentam que, uma vez controlada pela aversão ao risco internacional, a vulnerabilidade fiscal aparece como determinante dos *spreads* soberanos.

A relação entre o diferencial de taxas de juros e a política fiscal nos países da União Europeia é discutida em Afonso e Strauch (2004), Bernoth, Von Hagen e Schuknecht (2004) e Hallerberg e Wolff (2006), que ressaltam a importância da austeridade fiscal estabelecida pelo Tratado Maastricht sob a forma do Pacto de Estabilidade e Crescimento (Stability and Growth Pact), uma série de regras e procedimentos que especificam limites claros em termos de *deficit* (menor que 3% do produto interno bruto – PIB) e dívida total (menor que 60% do produto interno bruto – PIB), que devem ser cumpridas pelos membros da União Europeia.

Em relação aos países emergentes, Akitoby e Stratmann (2006) fomentam o debate não apenas sobre o ajuste fiscal, mas principalmente sobre a qualidade do ajuste sobre os *spreads*, com o ajuste do tipo I, que ocorre basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II, no qual há aumento dos impostos e cortes no investimento público.

Finalmente, Favero e Giavazzi (2004) analisam o caso brasileiro e, ao controlar pelo *superavit* primário requerido para uma trajetória estacionária da dívida pública, concluem em favor da austeridade fiscal como determinante do *spread*.

O objetivo deste estudo é analisar o papel da política fiscal na determinação do *spread* soberano de um grupo de 23 países emergentes no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 89% da capitalização de mercado do índice EMBIG, do J. P. Morgan, em dezembro de 2008. Assim como na maioria dos estudos de determinantes de risco-país, a metodologia adotada utiliza modelos de dados em painel, nos quais o *spread* soberano é explicado por uma gama de variáveis macroeconômicas além da aversão ao risco de mercado. Em particular, analisa-se a importância de duas questões: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do *superavit* primário para uma trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal, ou seja, a composição do *superavit*.

No que tange à primeira questão, o estudo expande para um universo de 23 emergentes o modelo apresentado em Favero e Giavazzi (2004) para o caso brasileiro, no qual a diferença entre o *superavit* primário observado e o requerido para a sustentabilidade da dívida tem influência preponderante e não linear sobre os *spreads*. O modelo foi aperfeiçoado, incluindo-se: *i*) variáveis de controle e um efeito fixo por país, que mitiga o viés de variáveis omitidas; *ii*) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos *superavit* passados; *iii*) o efeito isolado da aversão ao risco de mercado, de forma a separar o efeito fiscal do efeito do risco global; e *iv*) um estimador próprio para cuidar da possível endogeneidade das variáveis fiscais.

Com respeito à questão da composição do *superavit*, utilizou-se como base Akitoby e Stratmann (2006), que exploram o efeito diferenciado das formas de obtenção do *superavit*, com inferências sobre a qualidade do ajuste do tipo I, que ocorre basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II, no qual há aumento dos impostos e cortes no investimento público. Foram incluídas, neste contexto, as medidas propostas anteriormente sobre *superavit* primário requerido e a forma não linear de percepção dos agentes, e modificações adicionais que tratam mais rigorosamente os problemas de significância dos estimadores reportados em Akitoby e Stratmann (2006).

O trabalho está apresentado da seguinte forma: a próxima seção introduz a questão do efeito da austeridade fiscal sobre os *spreads* soberanos; a seção 3 analisa a questão da composição dos *spreads*; e a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

2 EFEITO DO AJUSTE FISCAL SOBRE OS SPREADS SOBERANOS

A apuração das variáveis fiscais depende da qualidade da governança dos países e das suas características institucionais, e frequentemente não leva em consideração, no resultado apurado, todas as instâncias do governo, como, por exemplo, as medidas divulgadas pelo International Finance Statistics (IFS). A complexidade deste fator motivou a utilização de dados anuais que são apurados e divulgados pelo banco de investimento J. P. Morgan (2008) e pela agência de classificação de risco Moody's (2008).⁷ Enquanto os *spreads* soberanos são negociados diariamente, apresentando grande volatilidade, as variáveis fiscais são disponibilizadas apenas em termos anuais, sendo de natureza menos volátil. Uma das dificuldades para se estimar o efeito das variáveis fiscais sobre o *spread* é esta diferença de situações: de um lado, tem-se variáveis apuradas diariamente – e que aqui estão agregadas mensalmente –, e de outro, tem-se variáveis fiscais apuradas anualmente.

Esse contexto motivou ignorarem-se os aspectos dinâmicos desta relação e propor-se o modelo (1), que é estimado a partir de uma amostra de 23 países com dados fiscais anuais entre 1995-2008 e variáveis de controle mensais para o mesmo período. Neste formato, o modelo – uma forma reduzida da relação estática entre o *spread* e as variáveis fiscais – tem a vantagem de incluir na estimação a relação entre as variáveis em uma ampla variedade de estados do ciclo econômico e estado fiscal dos países.

$$s_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it} + \gamma AF_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$AF_{it} = f(\sup_{it} - \sup^*_{it}) VIX_t \quad (1.1)$$

Nesse modelo, s_{it} representa o *spread* do país i no mês t ; α_i corresponde ao efeito fixo por país; VIX_t à medida de aversão ao risco global VIX ;⁸ D_{it} à dívida pública total em relação ao PIB; AF_{it} representa a austeridade fiscal, medida como função da diferença entre o *superavit* primário observado (\sup) e o requerido (\sup^*) para manter a dívida como uma proporção do produto constante e um termo iterado de aversão ao risco (VIX); e X_{it} refere-se às seguintes variáveis de controle: *i*) taxa de inflação (preços ao consumidor), crescimento real do PIB; *ii*) reservas do banco central, crédito privado, saldo comercial, abertura comercial (importação

7. A falta de um banco de dados global das finanças consolidadas do governo geral em relação a países emergentes é notória. Foram utilizadas, neste trabalho, medidas fiscais apuradas por entidades privadas interessadas no risco de crédito dos países (Moody's) e por um banco de investimento (J. P. Morgan), que são medidas em termos anuais. Nestas condições, utilizou-se um modelo misto, em que os dados são apurados mensalmente, mas os dados fiscais são apurados anualmente e supostos iguais para todos os meses de cada ano.

8. O índice VIX é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela Chicago Board Option Exchange (2003), e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos 30 dias, considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

mais exportação), saldo comercial (importação menos exportação) – todas como proporção do PIB.

Com relação ao termo de austeridade fiscal, $f(\cdot)$ corresponde à função não linear LSTAR, utilizada por Favero e Giavazzi (2004):

$$f(\text{sup}_{it} - \text{sup}_{it}^*) = \frac{1}{1 + e^{(\text{sup}_{it} - \text{sup}_{it}^*)}} \quad (2)$$

Essa função distingue melhor a diferença dos estados de aumento e diminuição da dívida, com efeito de saturação nos extremos da distribuição. Dessa forma, a função enfatiza a diferença entre os países que reduzem e os que aumentam a sua dívida. O *superavit* primário requerido depende do custo previsto de carregamento da dívida nas diversas moedas em que foi emitida, e também da desvalorização da moeda, que implica um ajuste no valor da dívida em moeda local.⁹ Ainda em relação ao termo de austeridade fiscal, este é multiplicado pela medida de aversão ao risco de mercado VIX_t para levar em consideração que, a partir de um mesmo choque externo, entendido como uma mudança nos níveis de percepção de risco global do mercado, observa-se uma resposta específica em cada emergente (medida pelas variações nos respectivos *spreads* soberanos). Este argumento, apresentado em Calvo (2003), ressalta o papel dos fundamentos domésticos como multiplicadores de choques externos.

Os *spreads* soberanos foram obtidos a partir do índice EMBIG, do J. P. Morgan, para cada país; as variáveis fiscais de dívida e *superavit* foram obtidas da base anual da Moody's (2008) e do J. P. Morgan (2008), as quais possuem coberturas temporais/países diferentes; e as variáveis de controle com periodicidade mensal, da base de dados do IFS.

A estimação do modelo proposto pela Eq.(1) suscita algumas questões metodológicas: o viés de variáveis omitidas, a determinação simultânea do *spread* e das variáveis fiscais e, finalmente, o tipo de especificação do modelo.

O efeito de todas as variáveis omitidas relacionadas com as variáveis fiscais é computado como o efeito das variáveis não omitidas, em particular da variável fiscal. Na literatura, encontram-se dois procedimentos que mitigam este viés: a incorporação de um efeito fixo por país, e de um conjunto de variáveis de controle. O efeito fixo elimina o efeito de todas as variáveis omitidas que sejam constantes no tempo, e as variáveis de controle, o efeito das variáveis incluídas.

9. No apêndice A é apresentada uma derivação formal do custo de carregamento da dívida, considerando-se os dados disponíveis.

O *spread* refere-se em geral a uma parte pequena da dívida pública, e não é evidente que condicione as variáveis fiscais. Por isto, diversos autores admitem que estas variáveis são exógenas para o *spread*. Prescindindo desta hipótese, o modelo deve ser estimado utilizando-se o estimador de dois estágios ou o *generalized method of moments* (GMM), que utilizam variáveis instrumentais para obter estimativas não viesadas dos resultados. Estes procedimentos reduzem a eficiência dos estimadores, especialmente quando os instrumentos são fracos. Portanto, a utilização de instrumentos é ambígua: elimina o eventual efeito da endogeneidade, mas reduz a eficiência dos estimadores. Neste estudo, em que a endogeneidade é discutível conceitualmente, estima-se o modelo em duas versões, com e sem instrumentos para as variáveis fiscais.

A hipótese de homogeneidade implícita na Eq. (1), em que a resposta do *spread* às variáveis explicativas é a mesma para todos os países, é neste caso natural, porque o valor do *spread* é formado no mercado internacional de capitais, no qual o título dos países está sujeito às mesmas condições de negociação, além de ter a vantagem de obter estimadores mais robustos e com melhor desempenho preditivo, como mostram Baltagi, Griffin e Xiong (2000).

2.1 Resultados

Os resultados focalizam a forma de se medir a austeridade fiscal. Para isto, serão consideradas diferentes especificações: *i*) de forma a isolar o efeito da austeridade fiscal, será considerada a eliminação da iteração com a aversão ao risco; *ii*) de forma a avaliar o efeito da transformação não linear, esta será substituída por uma função linear; e, finalmente, *iii*) para avaliar o efeito da combinação de dados mensais/anuais, o modelo será estimado com todos os dados agregados anualmente. Este conjunto de resultados será repetido com as variáveis fiscais observadas (tabela 1) e com o estimador GMM e os instrumentos indicados, apresentados na tabela 2.

As tabelas mostram os resultados para os dois conjuntos de dados fiscais utilizados, J. P. Morgan e Moody's, e em cada caso apresentam os coeficientes estimados, significativos a 5%,¹⁰ omitindo os coeficientes relativos às variáveis de controle. Também são apresentados o tamanho da amostra (#) e a medida de ajuste do modelo (R2).¹¹ As duas primeiras colunas da tabela indicam, para cada caso estimado, a agregação dos dados não fiscais e a especificação da função de austeridade fiscal (AF).

10. No apêndice B são apresentados os resultados completos.

11. O modelo foi estimado por meio da rotina *ivreg2* do *Stat*, com o parâmetro *robust*, que obtém estimadores robustos para heteroestaticidade do resíduo. No caso da estimativa com variável instrumental, utilizou-se o estimador GMM.

TABELA 1
Austeridade fiscal e os *spreads* soberanos (painel)

Modelo		J. P. Morgan #países=17					Moody's #países=19				
Dados	Austeridade fiscal	n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	2.110	0,77	0,068	0,068	0,313	2.026	0,82	0,062	0,073	0,353
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)$	2.110	0,77	0,092	1,503	0,311	2.026	0,82	0,083	1,505	0,351
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	2.110	0,76	0,113	-	0,309	2.026	0,81	0,097	-	0,349
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	177	0,84	-	-	0,319	160	0,82	-	-	0,230

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

No modelo de referência apresentado na primeira linha da tabela 1, os coeficientes relativos a todas as variáveis apresentam o sinal esperado e são significativos para os dois conjuntos de dados utilizados, ou seja, quanto maior a aversão ao risco de mercado (*VIX*), maior a dívida, e quanto menor a austeridade fiscal, maior o *spread* soberano. Vale mencionar que a derivada da função *f()* com respeito ao *superavit* primário é negativa, portanto, um aumento do *superavit* observado em relação ao requerido implica a redução da quantidade (AF). Por esta razão, quando o coeficiente de AF é positivo, como esperado, o aumento do *superavit* primário implica a redução do *spread* soberano.

Na segunda linha, na qual a especificação de austeridade fiscal não depende do termo de aversão ao risco de mercado *VIX*, os resultados continuam significativos e com o sinal esperado, indicando que a medida de austeridade fiscal é isoladamente importante na determinação do *spread*.

Na terceira linha, a especificação de austeridade fiscal é definida desconsiderando-se a transformação não linear, e o efeito desta quantidade sobre o *spread* não é significativo, indicando que o mercado responde de forma não linear a mudanças nas variáveis fiscais.

Finalmente, a última linha apresenta os resultados do modelo estimado com os dados agregados no ano. Neste caso, o efeito do risco global é nulo, assim como o efeito da medida de austeridade fiscal. É digna de nota a estabilidade do efeito da dívida soberana, significativo e com valores semelhantes em todos os resultados.

Para poder-se avaliar a questão da endogeneidade entre os *spreads* e as variáveis fiscais, são reproduzidos na tabela 2 os resultados da tabela 1, utilizando-se o estimador GMM,¹² que leva em consideração as variáveis fiscais endógenas e possui os seguintes instrumentos: controles defasados, dívida externa ou indexada em dólar sobre o PIB, dívida pública total e *superavit* primário, normalizados pelo PIB e defasados de um ano.

12. O modelo foi estimado por meio da rotina *ivreg2* do *Stata*, com o parâmetro *GMM, robust*.

TABELA 2
Política fiscal e os *spreads* soberanos (GMM)

Modelo		J. P. Morgan #países=17					Moody's #países=19				
Dados	Austeridade fiscal	n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	2.098	0,82	-	0,21	0,28	1.990	0,86	0,07	-	0,39
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)$	2.098	0,82	0,07	5,14	0,28	1.990	0,86	0,08	-	0,38
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	2.098	0,81	0,12	-0,01	0,29	1.990	0,86	0,08	-	0,40
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_t$	176	0,83	-	-	0,33	157	0,66	-	-	0,44

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

A utilização de variáveis instrumentais não altera qualitativamente os resultados, confirmando as conclusões anteriores. A dívida pública e a política fiscal são consistentemente relevantes na determinação do *spread*, com a dívida aumentando os *spreads* e a austeridade fiscal diminuindo-os por meio da acumulação de *superavit* primário superior ao *superavit* requerido, de forma a manter a dívida em uma trajetória estável. A utilização das variáveis instrumentais reduz a eficiência dos estimadores, o que pode justificar alguns dos resultados inadequados, especialmente no que tange à terceira linha, relativa à variável AF. Neste caso, a não linearidade implica que os instrumentos utilizados são fracos para esta variável. Chama a atenção aqui, também, a estabilidade do efeito do nível da dívida.

3 A QUALIDADE DO AJUSTE FISCAL E OS SPREADS SOBERANOS

A forma como o *superavit* fiscal é obtido é uma indicação da sustentabilidade do ajuste fiscal, por isto Akitoby e Stratmann (2006) propuseram discriminar o tipo de ajuste fiscal, incluindo no modelo a receita e a despesa do governo. Os autores argumentam que, para um dado *superavit*, países com menores despesas do governo (ajustes do tipo I) são mais propensos ao equilíbrio fiscal do que aqueles com maior receita fiscal (ajustes do tipo II).

O mesmo *superavit* pode ser obtido por meio do aumento de impostos ou da redução de gastos; no entanto, o efeito macroeconômico destes dois movimentos é diferente. A redução de gastos, se feita em termos permanentes, indica ganhos de eficiência na operação da máquina pública, assim como o aumento da taxaço pode indicar um movimento transitório não sustentável politicamente.

A influência da composição do *superavit* em relação aos *spreads* será discutida a partir do modelo (3), proposto na forma reduzida. A especificação padrão apresentada na seção 2, com e sem o efeito fixo, foi estendida com a inclusão da receita R_{it} e do gasto público G_{it} , normalizados pelo PIB – dados extraídos do banco de dados da Moody's (2008) e do J. P. Morgan (2008).

$$s_{it} = \alpha_i + \beta \cdot VIX_t + \delta \cdot D_{it} + \gamma \cdot AF_{it} + \phi R_{it} + \varphi G_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$AF_{it} = f(\text{sup}_{it} - \text{sup}^*_{it})VIX_t \quad (3.1)$$

Na especificação proposta por Akitoby e Stratmann (2006), não é possível distinguir o efeito de composição do *superavit* do efeito do nível do *superavit* porque, por exemplo, um aumento da receita altera simultaneamente a composição e o nível do *superavit*, e, portanto, os coeficientes da receita e do gasto público não podem, a rigor, ser interpretados como efeito da composição ou da forma de obtenção do *superavit*.

A especificação proposta em (2) contém, além da receita e do gasto público, uma medida de austeridade fiscal. Desta forma, os coeficientes da receita e da despesa podem ser interpretados como efeito de composição ou qualidade do *superavit*.

3.1 Resultados

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a quantidade AF especificada como modelo de referência – incluindo a aversão ao risco global e a transformação não linear – e com os dados não fiscais mensais. Na tabela, apresentam-se os resultados do modelo de painel e com o estimador GMM.

Na hipótese na qual as variáveis fiscais são exógenas para o *spread*, e o estimador utiliza as variáveis observadas, os resultados mostram, para os dois conjuntos de dados, que o mercado valoriza mais a redução do gasto do que o aumento dos impostos, mantido o mesmo nível de *superavit* primário. Isto confirma a hipótese de Akitoby e Stratmann (2006) sobre a influência da qualidade do ajuste fiscal nos *spreads*, com o ajuste do tipo I, basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II – aumento dos impostos e cortes no investimento público.

Quando se admite endogeneidade das variáveis fiscais, os resultados não são robustos, e alguns coeficientes não são significativos, ou têm o sinal errado. Valem aqui os mesmos comentários feitos anteriormente sobre as variáveis instrumentais utilizadas.

TABELA 3
Qualidade do ajuste fiscal e os *spreads* soberanos

	J. P. Morgan #países=17							Moody's #países=19						
	n	R2	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos	n	R2	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos
Painel	2.110	0,78	0,05	0,08	0,31	-0,19	0,37	2.026	0,83	0,03	0,07	0,35	-0,27	0,31
GMM	2.098	0,82	-	0,26	0,28	-	0,33	1.990	0,86	0,11	-0,13	0,33	-0,88	-0,41

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

4 CONCLUSÕES

A relação entre a política fiscal e os *spreads* soberanos é uma questão central da política macroeconômica e tem sido objeto de inúmeros estudos empíricos na literatura de determinantes do risco-país desde a década de 1990. Recentemente, o debate evoluiu ao envolver fatores internacionais relativos a choques externos de liquidez e aversão ao risco, bem como a vulnerabilidade fiscal dos países, ou seja, questões específicas sobre a importância do ajuste fiscal e da qualidade do ajuste adotado, e seus impactos nos *spreads* de risco-país.

Neste trabalho, foram analisados os determinantes dos *spreads* soberanos a partir de um modelo de dados em painel, focando, em especial, duas variáveis fiscais: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do *superavit* primário para uma trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal, ou seja, a composição do *superavit*.

O estudo expande o modelo apresentado em Favero e Giavazzi (2004) para o caso brasileiro a um universo de 23 países emergentes no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 89% da capitalização de mercado do índice EMBIG, do J. P. Morgan, em dezembro de 2008, e trata de algumas limitações ao incluir: *i*) a aversão ao risco de mercado como forma de separar o efeito fiscal do efeito do risco global; *ii*) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos *superavit* passados; *iii*) diversas variáveis de controle; *iv*) um efeito fixo por país, que mitiga o viés de variáveis omitidas; e *v*) um estimador próprio para cuidar da possível endogeneidade das variáveis fiscais. Adicionalmente, o estudo faz referência ao debate sobre a qualidade do ajuste fiscal, que explora a composição do *superavit*, e inclui modificações no modelo proposto por Akitoby e Stratmann (2006), tratando de forma mais rigorosa o problema de significância dos estimadores reportado pelos autores.

Os resultados obtidos são robustos para diversas especificações de modelos quanto à austeridade fiscal, à utilização de variáveis instrumentais e aos dois bancos de dados fiscais. Os coeficientes são significativos e apresentam o sinal esperado, ou seja, a redução dos *spreads* soberanos é função da maior austeridade fiscal, menor endividamento e maior acúmulo de *superavit* via diminuição de gastos (ajuste do tipo I, basicamente em despesas correntes, em detrimento do ajuste do tipo II, por meio de aumento dos impostos e cortes no investimento público). O estudo corrobora o argumento de que, uma vez controlada pelos choques externos de risco, a austeridade fiscal aparece como fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos de países emergentes, além de contribuir como uma potencial política pública de mitigação de efeitos-contágio.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; STRAUCH, R. **Fiscal policy events and interest rate swap spreads**: evidence from the EU. European Central Bank, 2004. (Working Paper Series, n. 303).
- AKITOBY, B.; STRATMANN, T. **Fiscal policy and financial markets**. IMF Working Paper 06/16, 2006.
- ARORA, V.; CERISOLA, M. **How does us monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets?** IMF Staff Papers 48 (3), 2001.
- BALTAGI, B. H.; GRIFFIN, J. M.; XIONG, W. To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimations applied to cigarette demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 1, p. 117-126, 2000.
- BERNETH, K.; VON HAGEN, J.; SCHUKNECHT, L. **Sovereign risk premia in the European Government bond market**. European Central Bank, 2004. (Working Paper Series, n. 369).
- CALVO, G. **Explaining sudden stops, growth collapse and BOB Crises**: the case of distortionary outputs taxes Working Paper 9864 NBER. Working Paper Series, 2003.
- CHICAGO board option exchange. VIX – CBOE Volatility Index, 2003.
- CODOGNO, L.; FAVERO, C.; MISSALE, A. Yield spreads on EMU. **Economic policy**. October. p. 503-532, 2003.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI F. **Inflation targeting and debt**: lessons from Brazil NBER, 2004. (Working Paper Series, n. 10390).
- FAVERO, C.; PAGANO, M.; VON THADDEN, E. **Valuation, liquidity and risk in government bond markets**. IGIER, 2005. (Working Paper, n. 281).
- FERRUCCI, G. **Empirical determinants of emerging market economies sovereign bond spreads**. Bank of England, 2003 (Working Paper, n. 205).
- HALLERBERG, M.; WOLFE, G. **Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia**. Deutsche Bundesbank, 2006. (Discussion Paper Series 1: Economic Studies, n. 35/2006).
- MORGAN, J. P. EMBI Global and EMBI global diversified. Rules and methodology. J. P. Morgan Securities Inc. **Emerging markets research**, 2004.
- _____. **Emerging markets debt and indicators**. Oct., 2008.
- KASHIWASE, K.; KODRES, L. **Emerging market spread compression**: is it real or is it liquidity? IMF Staff Paper (forthcoming), 2005.

McGUIRE, P.; SCHRIJVERS, M. Common factors in emerging spreads. **BIS Quarterly Review**. Dec. 2003.

MOODY'S. **Moody's statistical handbook**. Country Credit. Nov., 2008.

ROZADA, M.; YEYATI, E. **Global factors and emerging market spreads**. Inter-American Development Bank. 2006. (Working Paper, n. 552).

APÊNDICE A

DERIVAÇÃO DO *SUPERAVIT* REQUERIDO PREVISTO

Seja:

di_t [de_t]: dívida interna [externa ou indexada a US\$] no final do período t

gi_t [ge_t]: gasto com os juros das respectivas dívidas no período t

ai_t [ae_t]: amortização líquida das respectivas dívidas, realizada em t

portanto, por meio da equação de dinâmica da dívida:

$$di_t = di_{t-1} + gi_t - ai_t \quad (A.1)$$

$$de_t = de_{t-1} + ge_t - ae_t$$

Multiplicando-se a dívida externa pela taxa de câmbio média em t , $e(t)$, temos a dívida e os gastos denominados na moeda local:

$$de_t e_t = de_{t-1} e_t + ge_t e_t - ae_t e_t \quad (A.1.1)$$

Dividindo-se as duas dívidas pelo PIB nominal $q(t)$, temos:

$$di_t / q_t = di_{t-1} / q_t + gi_t / q_t - ai_t / q_t \quad (A.1.2)$$

$$de_t e_t / q_t = de_{t-1} e_t / q_t + ge_t e_t / q_t - ae_t e_t / q_t \quad (A.1.3)$$

Seja:

$$xi_t = di_t / q_t \quad e \quad (A.2)$$

$$xe_t = de_t e_t / q_t$$

Substituindo, temos:

$$xi_t = xi_{t-1} * q_{t-1} / q_t + gi_t / q_t - ai_t / q_t \quad (A.2.1)$$

$$xe_t = xe_{t-1} * [q_{t-1} / q_t] [e_t / e_{t-1}] + ge_t e_t / q_t - ae_t e_t / q_t \quad (A.2.2)$$

Seja $x_t = xi_t + xe_t$ e $m_t = xe_t / x_t$, então somando (A.2.1) e (A.2.2) temos:

$$x_t = x_{t-1} \{ (1 - m_{t-1}) [q_{t-1} / q_t] + m_{t-1} [q_{t-1} / q_t] [e_t / e_{t-1}] \} + g_t - a_t \quad (A.2.3)$$

Onde:

$$g_t: \text{custo de carregamento da dívida} = gi_t / q_t + ge_t e_t / q_t$$

$$a_t: \text{superavit primário} = ai_t / q_t + ae_t e_t / q_t$$

Seja a^* o valor do *superavit* requerido, que mantém constante a dívida pública total como fração do PIB, ou seja, $x(t) = x(t-1)$. Reordenando os termos de (A.2.3), temos:

$$a_t^* = x_{t-1} \{ [q_{t-1}/q_t] [(1+m_{t-1}[e_t/e_{t-1}-1])-1] \} + g_t \quad (\text{A.3})$$

Seguindo Favero e Giavazzi (2004), definimos a função $f(\text{sup-sup}^*)$ que identifica o esforço e a austeridade fiscal:

$$\frac{1}{1+e^{(a-a^*)}} \quad (\text{A.4})$$

APÊNDICE B

RESULTADOS COMPLETOS

TABELA B.1
Austeridade fiscal e os *spreads* soberanos (painel)

Modelo			J. P. Morgan #países=17					Moody's #países=19				
Dados	Austeridade fiscal		n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	2.110	0,767	0,068	0,068	0,313	2.026	0,817	0,062	0,073	0,353
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,000	0,000
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})$	coef.	2.110	0,767	0,092	1,503	0,311	2.026	0,816	0,083	1,505	0,351
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,000	0,000
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	2.110	0,765	0,113	0,000	0,309	2.026	0,815	0,097	-0,001	0,349
		p-valor			0,000	0,755	0,000			0,000	0,345	0,000
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	177	0,843	-0,006	2,084	0,319	160	0,812	0,018	1,315	0,230
		p-valor			0,851	0,051	0,000			0,659	0,340	0,000

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

TABELA B.2
Política fiscal e os *spreads* soberanos (GMM)

Modelo			J. P. Morgan #países=17					Moody's #países=19				
Dados	Austeridade fiscal		n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	2.098	0,82	0,002	0,212	0,284	1.990	0,86	0,072	0,028	0,388
		p-valor			0,918	0,000	0,000			0,000	0,512	0,000
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})$	coef.	2.098	0,82	0,071	5,136	0,276	1.990	0,86	0,079	1,271	0,376
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,162	0,000
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	2.098	0,81	0,115	-0,005	0,289	1.990	0,86	0,079	0,001	0,400
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,449	0,000
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}^*_{it})\text{VIX}_t$	coef.	176	0,88	-0,019	2,618	0,271			-	-	0,441
		p-valor			0,486	0,139	0,000			0,356	0,251	0,000

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

TABELA B.3

Qualidade do ajuste fiscal e os *spreads* soberanos

Modelo		J. P. Morgan #pais=17					Moody's #pais=19				
		VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos
Painel	coef.	0,05	0,08	0,31	-0,19	0,37	0,03	0,07	0,35	-0,27	0,31
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
GMM	coef.	-0,03	0,26	0,28	-0,01	0,33	0,11	-0,13	0,33	-0,88	-0,41
	p-valor	0,22	0,00	0,00	0,96	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02

Fonte: J. P. Morgan; Moody's.

A POLÍTICA FISCAL E AS TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS NOS PAÍSES EMERGENTES^{1, 2}

Ajax Moreira³
Katia Rocha⁴

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre a política monetária são mais frequentes na literatura econômica que os relacionados à política fiscal. Segundo Perotti (2002), este fato é um infortúnio, uma vez que há muito mais dispersão de crenças entre os economistas sobre os efeitos da política fiscal do que há naquelas relacionadas à política monetária.

No entanto, desenvolvimentos recentes, tanto na prática quanto na teoria, têm evidenciado crescente ligação entre os aspectos monetários e fiscais. Sims (2003) e Fávero e Giavazzi (2004) argumentam que um efetivo sistema de metas de inflação depende da austeridade da política fiscal, ou seja, de um regime fiscal cujo *superavit* primário é frequentemente ajustado de tal forma que o nível da dívida seja mantido constante. A manutenção de um *superavit* primário constante, em presença de choques externos, pode colocar a dinâmica da dívida pública em um caminho instável, fazendo com que a economia se situe em um equilíbrio ruim, no qual a política monetária tem efeitos perversos.

Segundo Gale e Orszag (2004), os efeitos agregados da política fiscal podem ocorrer em três situações distintas:⁵ *i*) equivalência ricardiana, na qual os *deficit* fiscais são completamente compensados pelo aumento da poupança dos agentes privados, o que implica nenhum efeito, seja na poupança nacional, nas taxas de juros domésticas, nas taxas de câmbio ou na expectativa futura do produto ou renda doméstica; *ii*) pequena economia aberta, sugerindo que os *deficit* fiscais reduzem a poupança nacional, mas que esta redução é financiada pelo fluxo de capital financeiro internacional – neste caso, os *deficit* fiscais reduzem a expectativa futura de renda, sem apresentar efeitos seja nas taxas de juros domésticas, seja na expectativa futura do

1. Este estudo foi publicado em novembro de 2009, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1438.

2. Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J. P. Morgan) e Felipe Pinheiro (BNDES) pelas críticas, sugestões e disponibilização de dados. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo o ponto de vista do Ipea.

3. Coordenador de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. E-mail: ajax.moreira@ipea.gov.br

4. Técnica de Pesquisa e Planejamento da Dimac do Ipea. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

5. Em todas as três perspectivas, a relação entre *deficit* fiscal e poupança nacional é o elemento central de análise dos efeitos econômicos da política fiscal. A poupança nacional, que equivale à soma da poupança dos agentes privados e do governo, financia os investimentos, formados pela soma dos investimentos domésticos e do investimento estrangeiro líquido.

produto; *iii*) pequena economia com restrição de fluxo financeiro externo, na qual os *deficit* fiscais impactam negativamente a poupança nacional que é parcialmente compensada pelo fluxo de capital internacional, resultando na redução do investimento doméstico e nas expectativas futuras do produto e da renda doméstica – neste caso, a redução do investimento é potencializada pelo aumento das taxas de juros, estabelecendo, assim, uma relação entre *deficit* fiscal e taxas de juros.

A literatura sobre os efeitos da política fiscal nas taxas de juros, em especial na ponta longa da estrutura a termo das taxas de juros, é controversa e depende de questões sobre a composição do *deficit*, ou seja, se os *deficit* refletem aumentos nos gastos do governo ou mudanças na taxação. Laubach (2003) argumenta que estimações acerca dos impactos da política fiscal sobre as taxas de juros são questões não triviais, uma vez que se faz necessário isolar os efeitos da política fiscal de outras influências como o efeito do ciclo de negócios e da política monetária sobre a dívida pública. Segundo o autor, com base no mercado americano e a partir de projeções de *deficit*, do estoque da dívida pública e do mercado futuro de taxas de juros, os resultados favorecem o argumento de que existe correlação positiva entre *deficit* e taxas de juros de longo prazo, ou seja, que, a partir de um aumento de 1% do *deficit* projetado em relação ao produto, obtém-se um aumento na taxa de juros de longo prazo de aproximadamente 25 pontos-base. Gale e Orszag (2004) apresentam evidências empíricas em favor da visão convencional que sugere que os *deficit* fiscais projetados aumentam as taxas de juros de longo prazo no mercado americano; mais especificamente, que um aumento do *deficit* primário projetado em relação ao produto em 1% implica um aumento na taxa de juros de longo prazo entre 40 e 70 pontos-base. Finalmente, Aisen e Hauner (2008) estendem a literatura ao incluir as economias emergentes. Por meio de um modelo de painel, os resultados corroboram o efeito positivo do *deficit* fiscal sobre as taxas de juros. Enquanto regra geral, um aumento de 1% no *deficit* fiscal eleva as taxas de juros em aproximadamente 26 pontos-base em todo o painel, sendo mais robusto e significativo para os países emergentes nos períodos recentes, além de depender de termos iterados como altos níveis dívidas e *deficit*, *deficit* financiados na sua maior parte no mercado doméstico, baixa abertura de capital e baixo desenvolvimento do mercado financeiro doméstico.

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas utilizando um painel de 23 países emergentes no período de 1996 a 2008, estendendo o modelo proposto por Aisen e Hauner (2008), com algumas diferenças importantes: *i*) mitigação do viés devido à omissão de variáveis correlacionadas ao *deficit*; *ii*) focalização na endogeneidade da política fiscal; *iii*) limitação do estudo à relação de longo prazo, evitando complicações devido à introdução da dinâmica das relações, especialmente em inferência com modelos de painel; e, finalmente *iv*) avaliação da robustez dos resultados levando

em consideração diferentes medidas para as taxas de juros e o *deficit* fiscal. Entre os países analisados estão África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela.

A próxima seção apresenta a metodologia e o modelo proposto; a seção 3 apresenta os resultados; e a última seção, as conclusões.

2 MODELO

A relação entre o *deficit* fiscal e os *spreads* soberanos ou as taxas de juros domésticas apresenta certa semelhança, uma vez que ambos estão sujeitos ao risco de crédito e conectados por meio do fluxo de recursos externos de cada economia. No entanto, enquanto os *spreads* soberanos são formados em um mesmo mercado global, as taxas de juros locais são formadas no mercado doméstico de cada país e refletem também as expectativas dos agentes sobre a inflação e a política monetária. Isto sugere duas diferenças importantes: *i*) as taxas são formadas em mercados diferentes; e *ii*) a endogeneidade das taxas domésticas condicionam o *superavit* fiscal, ao contrário das taxas soberanas, que tendem a ter efeito marginal sobre o *superavit*.

De forma a analisar o impacto do *deficit* fiscal nas taxas de juros domésticas, propôs-se o modelo de painel na forma reduzida (1), estimado com dados mensais. Nesta especificação,⁶ o viés devido à omissão de variáveis foi mitigado por meio da inclusão de um efeito fixo por país⁷ e um conjunto de variáveis de controle. Além disso, foi considerada apenas a variável fiscal contemporânea, o que permite tratar somente esta variável como endógena.

$$j_{it} = \alpha_i + \beta_1 i_t^* + \beta_2 s_{it} + \beta_3 e_{it-1} + \beta_4 y_{it-1} + \beta_5 p_{it-1} + \gamma f_{it} + \lambda C_{it} + u_{it} \quad (1)$$

No modelo (1), j corresponde à taxa de juros doméstica; α é o efeito fixo de país; i^* é a taxa de juros do título do tesouro americano de 1 ano; s é o *spread* soberano medido pelo índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG), conforme descrito em J. P. Morgan (2004); e é a variação cambial (em relação ao dólar) disponibilizada pelo International Finance Statistics (IFS); y é a taxa de variação do produto interno (PIB) real calculada a partir de dados do IFS; p , a taxa de variação do índice de preços ao consumidor disponibilizada pelo IFS; f é uma medida de austeridade fiscal; e, finalmente, C é uma lista de variáveis de controle. As três primeiras variáveis explicativas estão relacionadas ao fluxo de capitais, e as três seguintes, ao estado da economia de cada país.

6. Este modelo focaliza a relação de longo prazo, ignorando a dinâmica de curto prazo, sendo uma forma reduzida que considera conjuntamente a reação das autoridades monetárias às condições macroeconômicas e o efeito do mercado global.

7. O efeito fixo por país é uma forma simplificada de considerar a heterogeneidade dos mercados domésticos.

Com relação à variável dependente de juros domésticos, utilizaram-se duas fontes de dados: IFS e J. P. Morgan (2006). O banco de dados do IFS disponibiliza cinco medidas para a taxa de juros doméstica: *i)* government bond yield (*ig*); *ii)* deposit rate (*jdep*); *iii)* discount rate/bank rate (*jdis*); *iv)* treasury bill rate (*jtb*); e *v)* money market rate (*jmm*). Acrescentou-se, adicionalmente, a variável *jdd*, calculada pela combinação das duas taxas de juros com maior número de observações para os países emergentes do estudo, que são a *jdep* e a *jdis*.⁸ Do banco de dados do J. P. Morgan (2006), utilizou-se o retorno (*yield*) do índice J. P. Morgan Government Bond Index – Emerging Markets (*gbi*).

TABELA 1
Descrição das taxas de juros domésticas

	<i>jdep</i>	<i>jdis</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>ig</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>
Número de observações	6.368	5.438	4.398	2.821	1.889	1.309	7.056
Média	19,1	21,8	21,8	19,9	13,6	9,2	20,2

Fonte: IFS; J. P. Morgan (2006).

A tabela 1, detalhada no anexo A, mostra o número de observações de taxas de juros disponível, enfatizando a desigualdade da disponibilidade desta informação, o que implica uma cobertura diferente para cada modelo estimado e, portanto, uma forma indireta de avaliar a robustez do resultado.

No que tange à medida de austeridade fiscal, a sua correta apuração depende da qualidade da governança dos países e das suas características institucionais, e frequentemente não considera, no resultado, todas as instâncias do governo como, por exemplo, as medidas divulgadas pelo IFS. A complexidade deste dado motivou a utilização de dados anuais que são apurados e divulgados pelo banco de investimento J. P. Morgan (2008) e pela agência de classificação de risco Moody's (2008).⁹

De forma a obter um resultado consistente com a caracterização do *deficit* no longo prazo, utilizamos a transformação proposta por Fávero e Giavazzi (2004) para uma medida de austeridade fiscal. A medida é o desvio entre o *superavit* primário observado (sup_{it}) e o *superavit* requerido (sup_{it}^*) – este último apresentado no

8. Esta quantidade foi calculada incluindo-se, na variável *jdep*, valores da *jdis* sempre que o valor da primeira estivesse omissa no país.

9. A falta de um banco de dados global das finanças consolidadas do governo geral em relação a países emergentes é notória. Utilizaram-se, neste trabalho, medidas fiscais apuradas por entidades privadas interessadas no risco de crédito dos países (Moody's) e um banco de investimento (J. P. Morgan), que são medidas em termos anuais. Nestas condições, utilizou-se um modelo misto, em que os dados são apurados mensalmente, mas no qual os dados fiscais são apurados anualmente e supostos iguais para todos os meses de cada ano.

apêndice A¹⁰ –, necessário para manter a relação dívida/PIB constante. Esta medida de austeridade fiscal (*af*) pode ser considerada diretamente ou por intermédio da função não linear *logistic smooth transition autoregressive* (LSTAR), que enfatiza a diferença entre os estados de aumento e diminuição da dívida, e desenfatura o efeito dos extremos da distribuição, ou seja:

$$f(\text{sup}_{it} - \text{sup}^*_{it}) = \frac{1}{1 + e^{(\text{sup}_{it} - \text{sup}^*_{it})}} \quad (2)$$

TABELA 2
Comparação dos dados fiscais
(Em %)

	de	sd	div	sp	ro	do	af	naf
J. P. Morgan	0,5	3,7	46,7	1,5	23,6	-21,9	2,1	2.196
Moody's	0,5	3,3	44,6	1,2	25,7	-24,5	1,8	2.352

Fonte: J. P. Morgan (2008); Moody's (2008).

A tabela 2, detalhada no anexo B, apresenta as variáveis fiscais utilizadas para o cálculo da medida de austeridade fiscal, obtidas pelas duas fontes de dados, J. P. Morgan (2008) e Moody's (2008): *i*) proporção da dívida pública indexada em moeda estrangeira (*de*); *ii*) serviço da dívida pública como proporção do PIB (*sd*); *iii*) *superavit* primário como proporção do PIB (*sp*); *iv*) dívida pública total como proporção do PIB (*div*); *v*) receita operacional consolidada como proporção do PIB (*ro*); *vi*) despesa operacional consolidada como proporção do PIB (*do*); e *vii*) desvio em relação ao *superavit* requerido para manter a dívida constante (*af*). A última coluna da tabela apresenta o número de observações (*naf*) que estão efetivamente disponíveis para a medida de austeridade fiscal, valor que mostra a coerência entre as duas fontes de dados utilizadas.

Finalmente, com relação às variáveis de controle, estas são medidas da prudência na condução da política macroeconômica e da abrangência do mercado de capitais local: *i*) reserva/PIB; *ii*) crédito privado/PIB; *iii*) abertura comercial/PIB; e *iv*) saldo comercial/PIB – todas disponibilizadas pelo IFS.

O tamanho da amostra, a volatilidade das taxas de juros e a natureza dos dados fiscais motivaram a combinação de dados de diferentes frequências para a estimação. Os dados fiscais apurados anualmente foram utilizados para a construção da medida

10. Esta medida é uma estimativa *ex-ante* para a necessidade de financiamento do setor público, que mantém invariante a dívida pública total como proporção do PIB. Foram considerados apenas os fluxos operacionais de recursos e o estoque, composição e custo de carregamento da dívida, sem incluírem-se outras receitas e despesas transitórias como as devidas à compra ou venda de ativos reais.

de austeridade fiscal e repetidos para todos os meses de cada ano, combinados com as demais variáveis apuradas em termos mensais.

No modelo, apenas a variável fiscal foi considerada endógena, tendo sido instrumentada com o método Generalized Method of Moments (GMM), utilizando-se as componentes da medida de austeridade fiscal medidas no ano anterior (dívida, proporção da dívida em moeda estrangeira e os juros pagos para servir a dívida) e a taxa de juros do mês anterior.

A validade dos instrumentos foi verificada com o teste de J de Hansen, e os momentos de segunda ordem foram corrigidos com a estatística de Newey-West para considerar a heterocedasticidade, e com a estatística BW para levar em conta a autocorrelação que pode ter sido induzida com a combinação de dados de diferentes frequências.

3 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados tendo-se em conta a medida de austeridade fiscal segundo Fávero e Giavazzi (2004), ou seja, a diferença entre os *superavit* observado e requerido, enquanto a tabela 4 considera a respectiva transformação não linear. Nestas tabelas são apresentados apenas os coeficientes que são significativos ao nível de 5%, e são indicados em negrito os modelos em que o teste J de Hansen considera os instrumentos válidos com um nível de significância de pelo menos 10%.

TABELA 3
Modelo linear

	J. P. Morgan							Moody's						
	jdep	jdis	jg	jmm	jtb	gbi	jdd	jdep	jdis	jg	jmm	jtb	gbi	jdd
Número de observações	2.041	1.633	798	1.862	1.055	673	2.029	1.983	1.671	791	1.645	935	701	1.995
R2	0,79	0,62	0,89	0,81	0,87	0,98	0,65	0,62	0,81	0,92	0,76	0,82	0,98	0,55
T. Hansen	0,00	0,26	0,10	0,35	0,35	0,09	0,81	0,06	0,00	0,22	0,00	0,00	0,45	0,62
Austeridade fiscal	-0,56	-1,55	-	-1,17	-0,89	0,45	-1,41	-1,02	-1,28	-0,69	-1,00	-	-	-1,89
Crescimento	-	-	-	16,6	-	-	-	26,0	-	-	30,2	48,1	-	-
Inflação	0,74	1,06	0,66	0,71	0,76	0,27	0,92	0,82	1,07	0,41	0,68	0,58	0,24	1,43
Variação cambial	-19,0	-71,5	-	-25,2	-	7,5	-54,5	-42,7	-50,6	-	-34,2	-	4,4	-81,9
US Treasury (1 ano)	-	0,80	-	0,42	-	0,16	-	-	0,80	-	-	-	-	0,55
EMBIG	-	0,73	-	-	-	0,29	0,40	0,19	0,58	-	-	-	0,35	0,61

Fonte: J. P. Morgan (2008); Moody's (2008).

TABELA 4
Modelo não linear

	J. P. Morgan							Moody's						
	jdep	jdis	jg	jmm	jtb	gbi	jdd	jdep	jdis	jg	jmm	jtb	gbi	jdd
Número de observações	2.041	1.633	798	1.862	1.055	673	2.029	1.983	1.671	791	1.645	935	701	1.995
R2	0,83	0,92	0,89	0,81	0,87	0,98	0,91	0,76	0,90	0,90	0,60	0,80	0,98	0,77
T. Hansen	0,59	0,00	0,23	0,29	0,38	0,08	0,00	0,11	0,00	0,58	0,06	0,12	0,43	0,00
Austeridade fiscal	21,6	14,4	7,8	16,9	10,4	-4,9	13,9	23,6	17,8	10,0	31,7	-	-	33,5
Crescimento	10,1	22,0	-11,6	-	-	-	-	19,9	-	-	-	38,2	-	-
Inflação	0,45	0,31	0,71	0,54	0,82	0,30	0,39	0,36	0,36	0,60	0,48	0,86	0,25	0,29
Variação cambial	-	-	-	-	-	7,6	-	-	-	-	-	-21,7	4,0	-
US Treasury (1 ano)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,78	-	-	-	-	0,64
EMBIG	-0,13	-	-	-0,17	-	0,37	-	-0,09	0,26	-	-	-	0,37	-

Fonte: J. P. Morgan (2008); Moody's (2008).

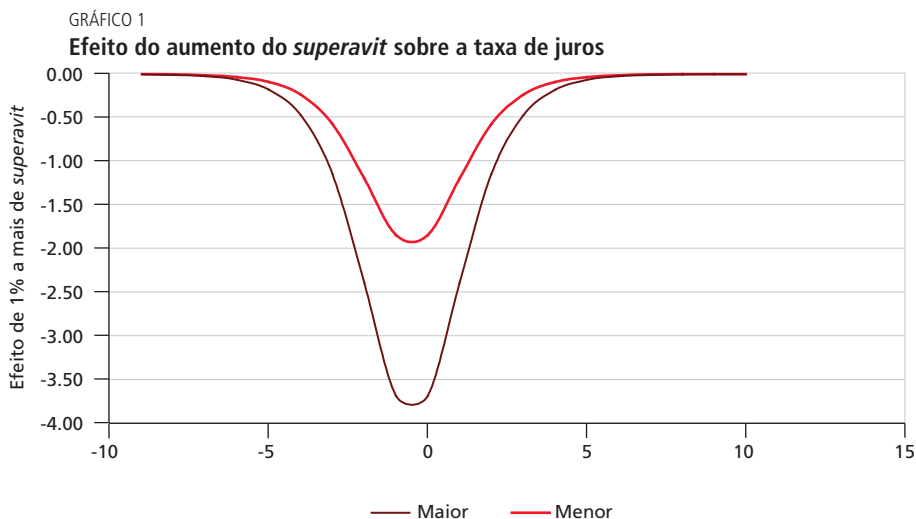
Nas tabelas, pode-se interpretar como significativos apenas os casos, em que a estatística T. Hansen – p-valor do teste de validade dos instrumentos – é maior que 10%. Vale mencionar que a estimação do modelo para as diferentes combinações de taxas de juros e fontes de medida fiscal submete o modelo a diferentes amostras, que resultam da disponibilidade conjunta dos dados fiscais e de cada uma das taxas consideradas.

Espera-se que as taxas de juros da ponta curta da estrutura a termo das taxas de juros, ou seja, aquelas de menor maturidade, sejam mais influenciadas pela política monetária que as da ponta longa, de maior maturidade. Infelizmente, não se dispõe das maturidades correspondentes às diversas taxas dos diversos países. Cada uma das taxas tem implícita uma maturidade e um prêmio de risco diferenciado, por isto estimar o modelo para as diferentes taxas de juros é uma forma indireta de validar o modelo para diferentes amostras e maturidades. Os resultados mostram que:

- 1) Não é possível rejeitar a hipótese de que a medida de austeridade fiscal, seja na forma linear ou não linear, determina o nível da taxa de juros doméstica.
- 2) O efeito da austeridade fiscal, quando significativo, tem, em todos os casos, o sinal esperado. O aumento do *superavit* fiscal reduz a taxa de juros.¹¹
- 3) O efeito das variáveis externas (US Treasury de 1 ano, EMBIG e variação cambial) tende a não ser significativo.
- 4) A taxa de inflação tem efeito consistente e de acordo com o esperado.
- 5) O crescimento econômico tem um resultado menos consistente, mas com o sinal correto quando significativo.

11. Vale lembrar que a função $f(.)$ não linear inverte o sinal esperado do aumento do *superavit*.

- 6) O modelo linear da tabela 3 indica que o efeito da austeridade fiscal ocorre no intervalo de 1 a 1,5, ou seja, um aumento de 1% no *superavit* implica a redução das taxas no intervalo de 100 a 150 pontos-base. Em média, o nível da taxa de juros nos países emergentes é cinco vezes maior que a dos *treasuries* americanos. De forma a considerar esta diferença, comparou-se o efeito fiscal ajustado; ou seja, o efeito fiscal em um mercado com taxas cinco vezes menores seria entre 20 a 30 pontos-base, resultado consistente com os obtidos para os EUA por Laubach (2003) e Gale e Orszag (2004).
- 7) No modelo não linear da tabela 4, o efeito da austeridade fiscal depende de uma transformação da variável fiscal, que considera que o efeito depende do nível do desvio. O gráfico 1 mostra que o efeito fiscal varia entre zero, nas situações extremas de descontrolo ou austeridade, e 300 pontos-base, para as situações de equilíbrio relativo. Aceitando como válida a transformação, o efeito fiscal pode ser nulo ou alcançar até 300 pontos-base no caso de flutuações no entorno do equilíbrio fiscal. O resultado do modelo linear deve ser visto como o efeito médio, para as diferentes situações observadas, da medida de austeridade fiscal.



4 HETEROGENEIDADE

No modelo proposto (1), a diferença entre os mercados foi considerada apenas por intermédio do efeito fixo de país, que admite que todos os demais efeitos sejam iguais entre os países. A disponibilidade de dados fiscais dificulta a estimação de modelos heterogêneos por país em todos os coeficientes. De forma a analisar

a questão da heterogeneidade de forma limitada, consideraram-se dez fontes de heterogeneidade, e para cada caso dividiram-se os dados em dois grupos, identificados pela mediana de cada variável. Seja I_i^k a variável indicadora resultante, onde k está associado: *i*) ao nível da dívida pública como proporção do PIB; *ii*) ao crédito privado – uma medida de financiamento doméstico como proporção do PIB; *iii*) ao índice de abertura financeira KAOPEN, de Chinn e Ito (2007); *iv*) à proporção do investimento financiado com recursos domésticos; e *v*) a seis medidas de governança desenvolvidas por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2006) para o Banco Mundial.

A heterogeneidade foi avaliada estimando-se o modelo (3), que considera apenas a heterogeneidade do efeito da austeridade fiscal. Este modelo foi estimado para cada uma das dez variáveis indicadoras listadas anteriormente.

$$j_i = \alpha_i + \beta_1 i_i^* + \beta_2 s_i + \beta_3 e_{i-1} + \beta_4 y_{i-1} + \beta_5 p_{i-1} + \gamma_i + \lambda C_i + \delta I_i^k + \gamma_i^k f_i + u_i \quad (3)$$

Os resultados desse exercício, os quais não foram apresentados, indicaram que, para todas as taxas de juros consideradas, ou o coeficiente g não foi significativo, ou o teste de validade de instrumentos não foi atendido. Estes resultados sugerem que não foi possível estimar efeitos heterogêneos adicionais aos efeitos fixos por país a partir dos dados e da definição particular de heterogeneidade.

5 CONCLUSÃO

Estudos sobre a política monetária têm dominado a literatura econômica em relação à política fiscal, fato este considerado um infortúnio, uma vez que há muito mais dispersão de crenças entre os economistas sobre os efeitos da política fiscal do que há naquelas relacionadas à política monetária. Entretanto, desenvolvimentos recentes, tanto na prática quanto na teoria, têm evidenciado crescente ligação entre os aspectos monetários e fiscais. Como exemplo, destaca-se a relação entre a austeridade da política fiscal e um sistema efetivo de metas de inflação, no qual o *superavit* primário é constantemente ajustado de forma a manter o nível da dívida constante. Em contrapartida, a manutenção de um *superavit* primário constante, em presença de choques externos, é passível de colocar a dinâmica da dívida pública em um caminho instável, fazendo com que a economia se situe em um equilíbrio ruim, no qual a política monetária tenha os conhecidos efeitos perversos.

O objetivo deste trabalho foi analisar o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas, utilizando um painel de 23 países emergentes no período de 1996 a 2008. Entre os países analisados estão África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela.

Foram utilizadas diversas taxas de juros domésticas, de dois bancos de dados: i) IFS: *government bond yield, deposit rate, discount rate/bank rate, treasury bill rate, money market rate*; e ii) J. P. Morgan (2006): *yield* do índice Government Bond Index – Emerging Markets. A variável fiscal baseou-se na medida de austeridade fiscal proposta por Fávero e Giavazzi (2004) para a necessidade de financiamento do governo, que considera o desvio entre o *superavit* primário observado e o *superavit* requerido necessário para manter a relação dívida/PIB constante.

O resultado principal mostra que não é possível rejeitar a hipótese de que a austeridade fiscal determina o nível das taxas de juros domésticas, e que o efeito tem o sinal esperado, ou seja, um aumento de 1% na acumulação do *superavit* primário reduz a taxa de juros em aproximadamente 100 pontos-base em média – uma estimativa coerente com estudos similares realizados em países emergentes.

REFERÊNCIAS

- AISEN, A.; HAUNER, D. **Budget deficits and interest rates: a fresh perspective**. IMF Working Paper WP/08/42, 2008.
- CHINN, M.; ITO, H. **A new measure of financial openness**. University of Wisconsin, NBER and Portland State University, 2007.
- FÁVERO, C.; GIAVAZZI F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil**. NBER Working Paper Series 10390, 2004.
- GALE, W.; ORSZAG, P. **Budget deficits, national saving, and interest rates**. Brookings Institution and Tax Policy Center Working Paper, 2004.
- J. P. MORGAN. **EMBI Global and EMBI Global diversified: rules and methodology**. J. P. Morgan Securities Inc. Emerging Markets Research, 2004.
- _____. **Introducing the J. P. Morgan Government Bond Index-Emerging Markets (GBI-EM)**, 2006.
- _____. **Emerging markets debt and indicators**. Oct. 2008.
- KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance Matters VI: governance indicators for 1996-2006**. The World Bank, 2006.
- LAUBACH, T. **New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt**: board of governors of the Federal Reserve System. Working Paper, May, 2003. Disponível em: <<http://goo.gl/HLRPhA>>.
- MOODY'S. **Moody's Statistical Handbook**. Country Credit, Nov. 2008.
- PEROTTI, R. **Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries**. Working Paper 168, European Central Bank, 2002.

SIMS, C. **Limits to inflation targeting**. Department of Economics Working Paper, Princeton University, 2003.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BALTAGI, B. H.; GRIFFIN, J. M.; XIONG, W. To pool or not to pool: homogeneous *versus* heterogeneous estimations applied to cigarette demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 1, p.117-126, 2000.

NEWHEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

WOOLDRIDGE, J. Cluster-sample methods in applied econometrics. **The American Economic Review**, v. 93, n. 2, p. 133-138, 2003.

ANEXO A

BANCO DE DADOS REFERENTE A TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS

TABELA A.1

Estatística descritiva das taxas de juros domésticas

	Número de observações							Valor médio					
	jdep	jdis	jmm	jtb	jg	gbi	jdd	jdep	jdis	jmm	jtb	jg	gbi
África do Sul	347	348	348	347	348	175	348	12,1	13,1	12,6	12,3	13,4	11,9
Argentina	347	0	346	0	0	18	347	38,2	-	49,0	-	-	23,5
Brasil	314	146	347	155	0	80	312	36,7	24,9	39,4	21,8	-	17,1
Bulgária	215	215	215	171	178	0	215	19,7	26,3	26,0	28,4	18,9	-
Cazaquistão	0	175	0	171	0	0	175	-	-	-	-	-	-
Chile	347	188	108	0	0	74	347	18,1	9,1	5,2	-	-	3,0
China	347	225	184	0	0	60	347	5,9	5,7	4,0	-	-	3,6
Colômbia	276	348	166	0	0	72	348	22,0	26,5	14,3	-	-	10,8
Egito	345	345	0	0	0	17	345	9,9	12,7	-	-	-	8,9
Equador	311	348	0	0	0	0	348	22,6	29,1	-	-	-	-
Filipinas	332	346	346	333	98	0	346	10,6	9,3	12,6	13,3	12,5	-
Hungria	347	288	0	240	96	96	348	11,2	15,0	-	17,1	7,3	7,9
Índia	0	347	252	0	72	153	347	-	-	-	-	-	-
Indonésia	342	226	297	0	0	72	298	14,8	15,2	14,6	-	-	11,5
Malásia	345	0	345	345	200	84	345	5,7	-	5,1	4,5	5,1	4,1
México	347	0	328	346	143	84	347	26,5	-	32,7	30,7	16,9	8,5
Peru	252	348	159	0	0	27	348	14,6	24,1	8,4	-	-	6,8
Polônia	205	132	217	203	96	96	132	22,1	10,7	18,7	17,7	6,9	7,2
Rússia	166	168	167	102	44	47	168	17,8	42,4	26,9	42,3	7,0	6,4
Tailândia	348	348	0	213	348	97	348	8,1	8,5		5,9	8,8	4,5
Turquia	347	348	273	195	0	57	348	50,1	46,0	54,8	52,7	-	18,2
Ucrânia	192	203	146	0	0	0	203	27,1	44,4	15,8	-	-	-
Venezuela	296	346	154	0	266	0	346	21,2	35,5	11,4	-	26,6	-
Total	6.368	5.438	4.398	2.821	1.889	1.309	7.056	19,1	21,8	21,8	19,9	13,6	9,2

Fonte: IFS; J. P. Morgan (2006).

ANEXO B

BANCO DE DADOS FISCAIS

TABELA B.1
Dados fiscais por fontes

	J. P. Morgan								Moody's							
	de	sd	div	sp	ro	do	af	naf	de	sd	div	sp	ro	do	af	naf
África do Sul	0,1	4,4	39,9	2,5	25,0	-22,4	2,0	132	0,1	4,1	38,4	3,0	33,6	-30,6	2,6	96
Argentina	0,6	3,3	75,1	2,0	16,8	-14,8	1,9	108	0,7	2,3	75,7	2,2	16,7	-14,5	-0,5	108
Brasil	0,3	8,3	56,9	2,5	31,6	-29,1	-1,6	144	0,2	6,6	55,8	2,9	35,0	-32,1	2,1	60
Bulgária	0,8	3,3	50,2	3,8	40,5	-36,7	5,7	108	0,8	2,8	47,4	3,4	39,9	-36,4	5,3	108
Cazaquistão	0,5	1,8						0	0,6	0,9	14,6	2,3	24,2	-21,9	4,0	108
Chile	0,4	1,9	28,2	3,3	23,1	-19,8	3,7	108	0,8	1,0	10,5	3,4	25,1	-21,7	2,7	108
China	0,2	0,7	16,9	-1,5	15,1	-16,6	-0,6	144	0,2	0,6	17,5	-0,9	16,2	-17,1	0,4	108
Colômbia	0,5	3,8	48,3	1,2	29,0	-27,9	0,7	144	0,4	3,9	43,0	0,5	27,1	-26,6	-0,2	108
Egito	0,3	3,3						0	0,2	5,2	94,0	-1,0	27,3	-28,3	5,8	48
Equador	0,8	3,9	54,9	4,2	26,1	-22,0	-5,4	96	0,9	3,7	47,9	2,7	17,4	-14,7	-4,8	96
Filipinas	0,5	2,7	75,0	2,2	16,2	-14,1	4,5	132	0,5	4,4	65,2	1,5	15,5	-14,1	2,6	108
Hungria	0,3	4,2	63,3	-4,5	43,4	-47,9	-1,5	84	0,3	4,8	60,8	-1,3	43,5	-44,8	-1,1	108
Índia	0,2	4,0	64,3	-0,1	9,6	-9,7		0	0,1	5,8	82,3	-2,3	19,7	-22,0	0,4	108
Indonésia	0,6	3,4	61,9	1,7	17,6	-15,9	8,8	108	0,5	3,6	61,0	1,8	17,4	-15,7	8,4	108
Malásia	0,1	0,7	40,2	-0,5	21,1	-21,6	1,6	132	0,2	2,3	41,4	-1,8	21,0	-22,8	-0,7	108
México	0,5	2,6	26,7	2,6	21,4	-18,8	2,8	144	0,4	2,4	23,6	1,2	18,3	-17,1	1,1	108
Peru	0,9	2,1	32,4	3,1	17,1	-13,9	2,8	108	0,8	2,0	37,3	1,3	18,6	-17,3	1,6	108
Polónia	0,4	3,0	43,5	-0,6	40,1	-40,0	-0,4	132	0,5	2,9	42,9	-1,1	39,1	-40,2	-1,0	108
Rússia	0,7	1,7	35,7	4,2	18,4	-14,3	10,8	96	0,7	2,0	31,0	4,8	36,9	-32,0	6,6	108
Tailândia	0,4	0,5	34,4	-0,9	16,2	-17,2		0	0,2	0,9	24,3	0,0	16,5	-16,5	1,1	108
Turquia	0,5	11,8	54,4	3,8	22,0	-18,2	1,6	144	0,4	9,7	51,7	4,1	20,6	-16,4	2,3	108
Ucrânia	0,3	5,0						0	0,7	1,8	32,5	-0,4	38,1	-38,5	2,0	108
Venezuela	0,7	3,3	34,9	1,7	21,9	-20,2	2,4	132	0,7	2,8	30,0	1,4	23,5	-22,1	2,7	108
Média	0,5	3,7	46,7	1,5	23,6	-21,9	2,1	2.196	0,5	3,3	44,6	1,2	25,7	-24,5	1,8	2.352

Fonte: IFS; J. P. Morgan (2008).

APÊNDICE A

DERIVAÇÃO DO SUPERAVIT REQUERIDO

Seja:

di_t [de_t]: dívida interna [externa ou indexada a US\$] no final do período t ;

gi_t [ge_t]: gasto com os juros das respectivas dívidas no período t ;

ai_t [ae_t]: amortização líquida das respectivas dívidas realizada em t .

Portanto, por meio da equação de dinâmica da dívida:

$$di_t = di_{t-1} + gi_t - ai_t \quad (A.1)$$

$$de_t = de_{t-1} + ge_t - ae_t$$

Multiplicando-se a dívida externa pela taxa de câmbio média em t , $e(t)$, tem-se a dívida e os gastos denominados na moeda local:

$$de_t e_t = de_{t-1} e_t + ge_t e_t - ae_t e_t \quad (A.1.1)$$

Dividindo-se as duas dívidas pelo PIB nominal $q(t)$, tem-se:

$$di_t / q_t = di_{t-1} / q_t + gi_t / q_t - ai_t / q_t$$

$$de_t e_t / q_t = de_{t-1} e_t / q_t + ge_t e_t / q_t - ae_t e_t / q_t \quad (A.1.2)$$

Seja:

$$xi_t = di_t / q_t \quad e \quad (A.2)$$

$$xe_t = de_t e_t / q_t$$

Substituindo, tem-se que:

$$xi_t = xi_{t-1} * q_{t-1} / q_t + gi_t / q_t - ai_t / q_t \quad (A.2.1)$$

$$xe_t = xe_{t-1} * [q_{t-1} / q_t] [e_t / e_{t-1}] + ge_t e_t / q_t - ae_t e_t / q_t \quad (A.2.2)$$

Seja $x_t = xi_t + xe_t$ e $m_t = xe_t / x_t$, então somando (A.2.1) e (A.2.2), tem-se:

$$x_t = x_{t-1} \{ (1 - m_{t-1}) [q_{t-1} / q_t] + m_{t-1} [q_{t-1} / q_t] [e_t / e_{t-1}] \} + g_t - a_t \quad (A.2.3)$$

Onde:

$$g_t: \text{custo de carregamento da dívida} = gi_t / q_t + ge_t e_t / q_t$$

$$a_t: \text{superavit primário} = ai_t / q_t + ae_t e_t / q_t$$

Seja a^* o valor do *superavit* requerido que mantém constante a dívida pública total como fração do PIB, ou seja, $x(t) = x(t-1)$. Reordenando os termos de (A.2.3), tem-se:

$$a_t^* = x_{t-1} \{ [q_{t-1}/q_t] [(1+m_{t-1}[e_t/e_{t-1}-1])-1] \} + g_t \quad (\text{A.2.4})$$

Seguindo Favero e Giavazzi (2004), define-se a função não linear $f(\cdot)$, que identifica a austeridade fiscal:

$$\frac{1}{1+e^{(a_t-a_t^*)}} \quad (\text{A.3})$$

FATORES GLOBAIS E LOCAIS NA DETERMINAÇÃO DO FLUXO DE CAPITAL PARA ECONOMIAS EMERGENTES^{1,2}

Ajax Moreira³

Katia Rocha⁴

1 INTRODUÇÃO

Recentemente, o debate sobre os fluxos de capital para as economias emergentes retornou à pauta dos gestores de políticas públicas, trazendo diversos desafios relacionados ao gerenciamento de política macroeconômica e, na melhor forma de se apropriar dos benefícios relacionados, à entrada do fluxo, limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica. Essa conjuntura tem sido motivada por preocupações quanto ao aquecimento econômico, à competitividade externa, à estabilidade financeira e ao custo de esterilização da acumulação de reservas internacionais entre outros.

O período após o primeiro trimestre de 2009 tem sido caracterizado por recente fluxo de capital em direção às economias emergentes, principalmente Ásia e América Latina. Entre os principais determinantes desse fluxo encontram-se fatores locais como a gradativa melhoria nos fundamentos desses emergentes, forte perspectiva de crescimento econômico, sustentabilidade fiscal, melhores *ratings* soberanos, aliados a fatores globais entre os quais se destacam o aumento da vulnerabilidade fiscal de países desenvolvidos principalmente após o episódio da crise fiscal envolvendo alguns países europeus em 2010 (Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha), a alta liquidez internacional devido à baixa taxa de juros adotada nos mercados internacionais desde a crise das hipotecas americanas, em meados de 2007.

O objetivo deste trabalho é analisar empiricamente, por meio de um modelo de painel, os determinantes do fluxo de capital líquido e de sua volatilidade para um grupo de dezenove economias emergentes no período 1980-2011, decompondo a variância do fluxo em fatores globais e idiossincráticos através de diferentes parametrizações para identificações de crise a partir da metodologia de Calvo, Izquierdo e Mejia (2004, 2008).

1. Este estudo foi publicado em dezembro de 2012, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1798.

2. Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J. P. Morgan) pela disponibilização de dados.

3. Coordenador de Economia Financeira na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: ajax.moreira@ipea.gov.br

4. Técnica de Planejamento e Pesquisa na Dimac do Ipea. *E-mail*: katia.rocha@ipea.gov.br

Os países analisados (Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela) representaram em janeiro de 2012 aproximadamente 95% do índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG) do J. P. Morgan.

A atual estrutura do balanço de pagamentos internacionais adotada pelos países segue uma orientação do Fundo Monetário Internacional (FMI) estabelecida no documento *Balance of payments and international investment position manual* (BPM6, 2011) e registra as transações econômicas de determinado país com o exterior (residentes e não residentes), agrupadas segundo suas categorias (reais e financeiras) e segundo seus fatos geradores (comércio de mercadorias, prestação de serviços, transferências e movimentos de capital, nas formas de financiamentos e de investimentos diretos). Sua estrutura é definida a partir da natureza das transações, que se agrupam em duas grandes categorias de contas – as transações correntes, conta capital e conta financeira. Em especial, a conta financeira registra fluxos decorrentes de transações com ativos e passivos financeiros entre residentes e não residentes, sendo dividida em quatro grupos: *i*) investimento direto; *ii*) investimentos em carteira; *iii*) derivativos; e *iv*) outros investimentos. Cada grupo é desdobrado em ativos e passivos, ou seja, fluxos envolvendo ativos externos detidos por residentes no Brasil (valores negativos) e outro para registrar a emissão de passivos por residentes cujo credor é não residente (valores positivos). O fluxo de capital líquido equivale à soma de todos os itens da conta financeira ativa e passiva, com valor positivo significando entrada líquida de capital.

Os gráficos 1A e 1B apresentam, para o período 1980-2010, a média do fluxo de capital líquido e sua volatilidade⁵ normalizado com o produto interno bruto (PIB) para os países emergentes selecionados. Nota-se a alta instabilidade, tanto da média quanto da volatilidade, em especial após a década de 1990.

A pesquisa se insere na literatura de determinantes de fluxos de capital, em particular na distinção entre o papel desempenhado pelos fatores globais (*push factors*) e locais (*pull factors*). Entre os trabalhos seminais nesta linha de pesquisa encontram-se Calvo, Leiderman e Reinhart (1993, 1996), Fernandez-Arias (1996), Chuhan, Claessens e Mamingi (1998), que enfatizam o efeito global como fator determinante nos fluxos de capital, sem contudo negligenciar o papel dos fundamentos locais. Entre os trabalhos recentes, após a crise das hipotecas em 2008, destacam-se Fratzscher (2011), Forbes e Warnock (2011) e Milesi-Ferretti e Tille (2011). Entre os resultados comuns encontram-se a ênfase do papel dos fatores globais, em especial da liquidez e aversão ao risco como determinante do fluxo de capital líquido, e a heterogeneidade entre os tipos de fluxo e país afetado, maiores efeitos sobre os países desenvolvidos que emergentes onde os fatores locais exerceram maiores influências.

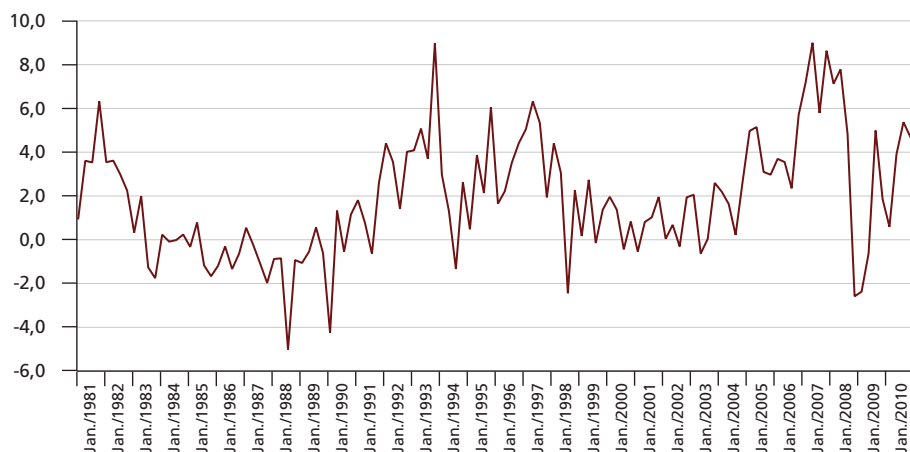
1. Calculado como desvio-padrão para uma janela de dois anos.

GRÁFICO 1

Países emergentes: fluxo líquido

1A – média

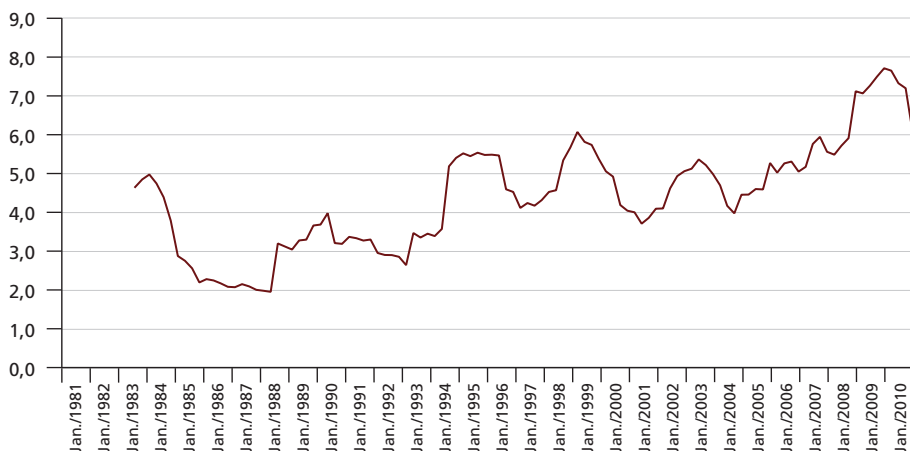
(Em % do PIB)



Elaboração dos autores.

1B – Volatilidade

(Em % do PIB)



Elaboração dos autores.

A seção 2 apresenta a metodologia proposta para identificação de crise, a seção 3 apresenta o modelo, a seção 4, os resultados, a seção 5 explica a volatilidade do fluxo, a seção 6 discute a importância relativa dos efeitos globais e locais (*push versus pull factors*), através de modelos de decomposição de variância, e a seção 7 apresenta as considerações finais e possíveis extensões.

2 IDENTIFICAÇÃO DOS PERÍODOS DE CRISE

A alteração abrupta do fluxo líquido de capitais (*sudden stop*) é discutida por Calvo, Izquierdo e Mejia (2004, 2008), que propõem uma metodologia para identificar estes eventos, que será denominada crise. Esta metodologia constrói para uma série temporal (x) – por exemplo o fluxo líquido de capitais – duas variáveis indicadoras, sendo a primeira: *crise*⁶ que identifica os períodos de alteração abrupta de (x) e a segunda: *crise estendida*⁷ que identifica os períodos vizinhos à crise em que (x) apresenta algum grau de anormalidade.

Esta metodologia pode ser racionalizada admitindo-se que a lei de movimento de (x) é um passeio aleatório – *random walk* (RW) – com deslocamento, que tem os seus parâmetros indexados no tempo, onde a crise identifica os períodos em que ocorre uma queda cuja probabilidade de ocorrência é menor do que cinco.

Os parâmetros são estimados localmente, e por isso este modelo tem a vantagem de se adaptar, mas tem a desvantagem de admitir que o fluxo líquido tenha uma tendência estocástica. Esta é uma hipótese muito forte e por isto ficou decidido investigar o desempenho de duas outras leis de movimento, também com os parâmetros indexados no tempo, mas que supõem que o fluxo é estacionário: tendência linear (Linear) e autorregressiva (AR).

Os modelos são estimados com a amostra $A_j = \{t-j, .. t-1\}$, e os três modelos serão comparados para diferentes valores de $j = \{8, 16, 20\}$ trimestres, e o critério de comparação do desempenho de cada modelo é o erro preditivo padrão.⁸

1. Tendência estocástica (RW): $\Delta y_t = \mu_t + e_t$, $e \sim N(0, s_t)$.
2. Tendência linear (Linear): $y_t = \mu_t + b_t \cdot t + e_t$, $e \sim N(0, s_t)$.
3. Autorregressivo (AR): $y_t = \mu_t + b_t \cdot y_{t-1} + e_t$, $e \sim N(0, s_t)$.

Identificar crise através da ocorrência de um erro de previsão muito elevado é um critério mais objetivo que identificar períodos de anormalidade na vizinhança da crise. Por isto os resultados foram segmentados em três grupos: *crise* (C), *crise estendida* (CX) e *não crise* (NC = T – CX).

Ao longo de trinta anos é razoável esperar que a distribuição do fluxo líquido tenha se modificado ao longo do tempo. Esta questão tende a não ser importante porque os modelos são estimados localmente, mas para tornar mais interpretáveis e mitigar a heterocedasticidade, Calvo, Izquierdo e Mejia (2004, 2008) propõem normalizar o fluxo líquido com o PIB corrente.⁹ Tem-se duas alternativas de normalização, medindo o fluxo em dólares ou como uma proporção do PIB.

6. Seja $m(x, j)$ a média móvel de (x) em uma janela j , m^* a primeira diferença de m , $\mu(j)$, $\sigma(j)$ a média e o desvio-padrão de m^* também calculados em j , então uma crise é identificada quando $(m^* - \mu(j))/\sigma(j) = z < -2$.

7. A crise começa (termina) no período imediatamente anterior (posterior) tal que $z < -1$ (> 1).

8. Desvio-padrão de $e_t = y_t - E(y_t | A_j)$.

9. Os resultados são qualitativamente similares quando o fluxo líquido é considerado em valores correntes, o que mostra que a normalização não é importante. Escolhemos os resultados normalizados que são usualmente encontrados na literatura.

Foram comparados os três tamanhos de janela para os modelos RW e linear e uma para versão do modelo AR. Os resultados de cada um dos dezenove países emergentes da amostra ao longo dos trinta anos foram sumarizados na tabela 1, que apresenta para cada modelo – caracterizado com a janela – a duração da crise em trimestres, o número de trimestres em cada um dos segmentos temporais – *crise* (#C), *crise estendida* (#CX) e *não crise* (#NC) – e o valor médio do fluxo líquido (*Nível*) também por segmento. O erro preditivo padrão (*EPP*) foi calculado apenas para o segmento não crise considerando que os momentos de crise são anormais e não devem ser utilizados para avaliar o desempenho preditivo do modelo.

A tabela 1 indica, para todos os modelos considerados, que o valor médio do fluxo nos períodos de crise é substancialmente menor que no período de crise estendida, e dos períodos de não crise. Por exemplo, para o caso do modelo da linha 1, o fluxo de entrada médio nos períodos de não crise equivale a uma entrada líquida de capital de 2% do PIB e na crise indica uma saída líquida da ordem de 1% do PIB. O nível médio do fluxo líquido no período de não crise é semelhante ao do período de crise estendida, sugerindo a fragilidade da identificação dos períodos de anormalidade na vizinhança da crise. Nota-se ainda que os três modelos estimados com diferentes janelas são semelhantes com respeito à frequência indicada na coluna #C e #CX das crises e o valor médio em cada segmento. O modelo linear com janela de vinte trimestres (y6) é o que apresenta o menor erro preditivo, não sendo muito diferente do modelo em diferenças (RW) com janela de dezesseis trimestres (y2), que é o modelo proposto em Calvo, Izquierdo e Mejia (2004; 2008).

TABELA 1
Comparando critérios de identificação de crise

	Especificação			Número de trimestres				Nível			EPP
	Modelos	Janela	#obs	Duração	#Nc	#Cx	#c	#Nc	#Cx	#c	Nc
y1	RW	8	80	5	51	24	6	0,02	0,00	−0,01	0,02
y2	RW	16	76	5	49	22	5	0,03	0,02	−0,01	0,017
y3	RW	20	74	6	44	25	5	0,03	0,01	−0,01	0,02
y4	Linear	8	74	7	34	34	6	0,02	0,02	−0,02	0,024
y5	Linear	16	63	8	35	25	4	0,02	0,01	−0,03	0,034
y6	Linear	20	63	6	42	18	3	0,02	0,01	−0,02	0,011
y7	AR	20	74	5	48	20	5	0,05	0,03	0,01	0,016

Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta o número de crises identificadas por país e modelo (y), indicando a similaridade 3 dos resultados mesmo quando observados no nível de cada país.

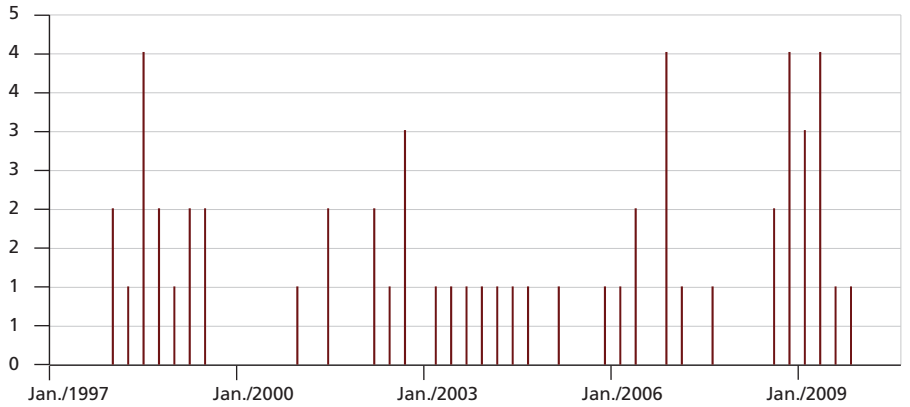
TABELA 2
Número de crises identificadas por país e modelo entre 1980 e 2010

	AR	BR	BU	CH	CO	HU	IND	INDO	MAL	MEX	PE	PH	PO	RU	SA	TU	UC	UR	VE
y1	7	5	4	6	3	4	8	5	2	7	5	5	3	2	6	4	3	1	3
y2	6	4	3	5	2	5	5	2	3	5	4	4	2	2	4	3	3	1	1
y3	5	4	4	5	2	4	5	1	3	3	4	4	2	2	3	3	3	0	1
y4	10	9	5	6	3	8	9	8	3	9	6	11	2	4	11	4	3	5	5
y5	7	5	1	5	1	4	5	3	3	4	4	4	1	1	5	4	1	3	3
y6	5	4	1	5	0	3	4	4	2	4	5	3	1	1	4	4	2	3	2
y7	3	3	2	2	0	3	4	1	1	3	2	3	0	1	3	2	2	0	1

Elaboração dos autores.
Obs.: Os países analisados são Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela.

Complementando os resultados, o gráfico 2A apresenta, para o modelo do passeio aleatório com janela de oito trimestres, o número de países que estiveram em crise no trimestre indicado. Pode-se observar o elevado grau de concomitância das crises e também a sua aglomeração temporal, sugerindo que as crises não são um fenômeno idiossincrático e depende de questões comuns a todos os países.

GRÁFICO 2
Modelo RW



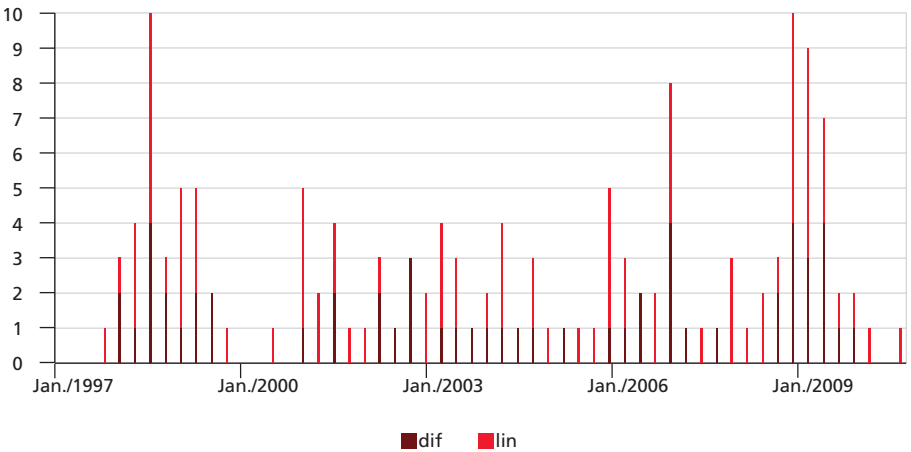
Elaboração dos autores.

Os gráficos 3 e 4 ilustram para os diversos modelos considerados (*RW versus Linear versus AR*) a elevada concomitância do indicador de crise entre os modelos. Raros são os trimestres em que os modelos estão em desacordo. O erro preditivo médio do modelo *RW* é menor, no entanto, pode ocorrer que um dos modelos antecipe ou postergue a identificação da crise.

Tal como o gráfico 2, o gráfico compara o efeito do tamanho da janela no caso do modelo *RW*. A modificação não é tão importante quanto o desvio-padrão do erro preditivo e a concomitância das crises.

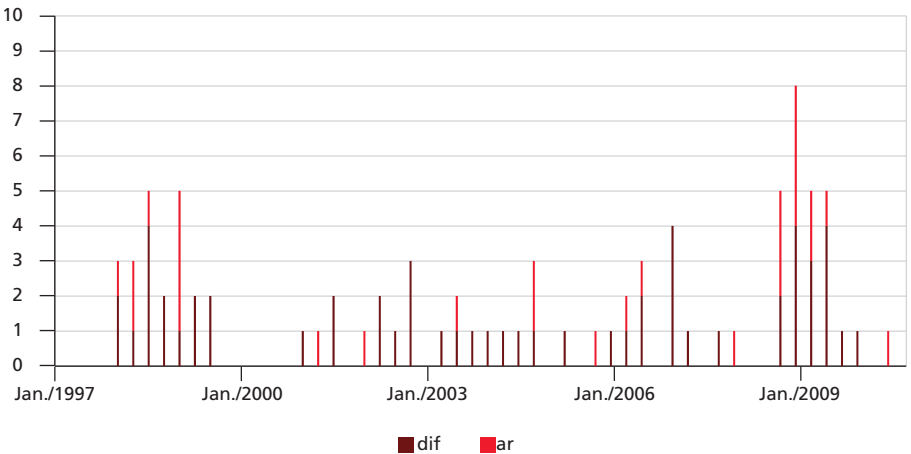
O fato de os modelos serem estimados localmente tende a reduzir as respectivas diferenças, o que motivou a mesma especificação do modelo (γ_2) proposto por Calvo, Izquierdo e Mejia (2004; 2008) de forma a tornar os resultados comparáveis com a literatura em questão.

GRÁFICO 3
Modelo *RW* versus linear



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Modelo *RW* versus AR



Elaboração dos autores.

O critério de desempenho adotado foi o EPP, e segundo este critério os resultados são semelhantes. No entanto, uma crise não é identificada apenas com uma queda expressiva do fluxo líquido de capital e por isto a metodologia proposta por Calvo, Izquierdo e Mejia (2004; 2008) inclui também o critério dos efeitos da crise sobre a economia doméstica. Um critério de identificação de crise é melhor quando antecipa uma crise doméstica com maior probabilidade. Estas análises estão fora do escopo deste estudo, mas sugere que a similaridade do desempenho dos diversos modelos pode não resistir a critérios mais completos.

3 DETERMINANTES DO FLUXO LÍQUIDO DE CAPITAL: MODELO

De forma a analisar os determinantes do fluxo de capital líquido para as dezenove economias emergentes selecionadas no período 1980-2011, propõe-se o modelo de painel descrito pela equação (1), que admite que fluxo líquido, normalizado com o PIB, é explicado por fatores globais (*pull factors*) e locais (*push factors*), considerando a respectiva endogeneidade destes últimos. Incorporou-se no modelo um indicador de crise, bem como variáveis de governança (GOV) e de liberalização financeira (LIB), além de um efeito fixo por país que representa todas as demais variáveis omitidas que são diferentes entre os países e invariantes no tempo. A maioria dos dados está disponível no banco de dados do International Financial Statistics (IFS), Fundo Monetário Internacional (FMI), e em outras fontes mencionadas quando necessário.

Este estudo se insere na mesma abordagem de diversos estudos sobre fluxos de capital que utilizam dados em painel de países. Esta abordagem utiliza a maior riqueza de informação, característica dos modelos em painel, para obter resultados típicos para os países selecionados, e em geral se limita a estabelecer relações estáticas com as variáveis explicativas, relações que podem ser interpretadas como de longo prazo. Na equação (1) seguiram-se a mesma abordagem, mas definimos as variáveis explicativas com alguma defasagem quando o efeito relevante não é contemporâneo, ou para evitar críticas quanto à endogeneidade.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta \text{Crisis}_{it} + \gamma \text{Global}_t + \delta \text{Local}_{it} + \lambda \text{GOV}_{it} + \lambda \text{LIB}_{it} + u_{it} \quad u_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

A variável dependente corresponde ao fluxo líquido de capitais do país i no trimestre t normalizado pelo PIB local (y); a variável *Crisis* corresponde a *dummy* de crise do país i no trimestre t segundo a metodologia proposta na seção 3; a variável *Global* corresponde ao vetor de fatores globais (*push factors*) no trimestre t , disponível no banco de dados do IFS/FMI; a variável *Local* corresponde ao vetor de fatores locais (*pull factors*), fundamentos do país i no trimestre t ; e as variáveis GOV e LIB correspondem às variáveis de governança e liberalização financeira do país i no trimestre t .

Entre os fatores globais, foram adotados a medida de aversão ao risco VIX,¹⁰ a taxa de crescimento real da economia americana PIB-USA, e como uma *proxy* da oferta de capital no mercado internacional, Liquidez, representada pelo o fluxo de saída de capital dos Estados Unidos.¹¹

Entre os fatores locais adotaram-se o diferencial da taxa de juros doméstica e externa do país i no trimestre t , UIP , ajustada à variação cambial, conhecido como paridade descoberta das taxas de juros;¹² a taxa real de crescimento econômico local, PIB-Local; a volatilidade da taxa de inflação em uma janela anual, Vol-Inflação; e o nível total de dívida do setor público, Dívida Tot. como proporção do PIB disponível no banco de dados do J. P. Morgan (2010).¹³

O Banco Mundial produz desde 1996 (Kaufmann, Kraay e Mastruzzi, 2009), em termos anuais, indicadores de diferentes aspectos do ambiente institucional dos países como: *i*) efetividade da governança (ge); *ii*) qualidade regulatória (rq); *iii*) validade da lei (rl); *iv*) controle da corrupção (cc); *v*) estabilidade política (os); e *vi*) transparência e democracia (va). Estes indicadores apresentam elevado grau de correlação entre si. Sintetizaram-se as informações destes seis indicadores de governança a partir da primeira componente da decomposição canônica da matriz de covariância. Os detalhes desta construção estão no apêndice A, e o indicador sintético foi denominado como governança, GOV.

Finalmente, em relação à variável LIB, adotou-se o indicador KAOPEN construído por Chinn e Ito (2008), baseado nos dados publicados no *Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions* (Arear) do FMI, que inclui diversas variáveis como a presença de múltiplas taxas de câmbio, restrições nas transações de conta corrente e de conta capital e requerimentos sobre o ingresso de receitas de exportações.¹⁴ Esta variável foi incluída defasada de quatro trimestres evitando críticas quanto à sua endogeneidade.

10. O índice VIX é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela Chicago Board Option Exchange (CBOE, 2009), e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos trinta dias considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

11. Segundo Fratzscher (2011), os Estados Unidos sediam 60% do total dos ativos administrados pelos fundos, e são reconhecidamente um polo de gerenciamento dos recursos globais. A hipótese dos autores é que o total de fluxo financeiro que sai dos Estados Unidos é uma variável indicadora da oferta global de recursos no mercado global, variável de magnitude muito superior à entrada de capital em cada país emergente estudado e no seu agregado na maioria dos trimestres. Entretanto, pode haver situações nas quais este fluxo seja afetado por ocorrências nos países emergentes. Por este motivo considerou-se esta variável endógena.

12. A paridade descoberta da taxa de juros – *uncovered interested parity* (UIP) – equivale a $\{(1 + i)/(1 + i^*) \cdot (1 + d) - 1\}$. 100%, onde i equivale à taxa doméstica do país i , i^* equivale ao título americano de maturidade constante de 1 ano (*Treasury* de 1 ano disponível no Federal Reserve Board) e a variável d equivale à variação da taxa de câmbio nominal observada no mesmo trimestre e expressa em unidade de moeda doméstica por unidade de moeda externa. Tal indicador mede o retorno adicional esperado em dólar de uma aplicação no mercado doméstico.

13. As variáveis fiscais foram defasadas de quatro trimestres para garantir que sejam predeterminadas em relação aos fluxos financeiros e incluídas no modelo apenas para períodos após 1997 devido a limitações do banco de dados do J. P. Morgan (2010).

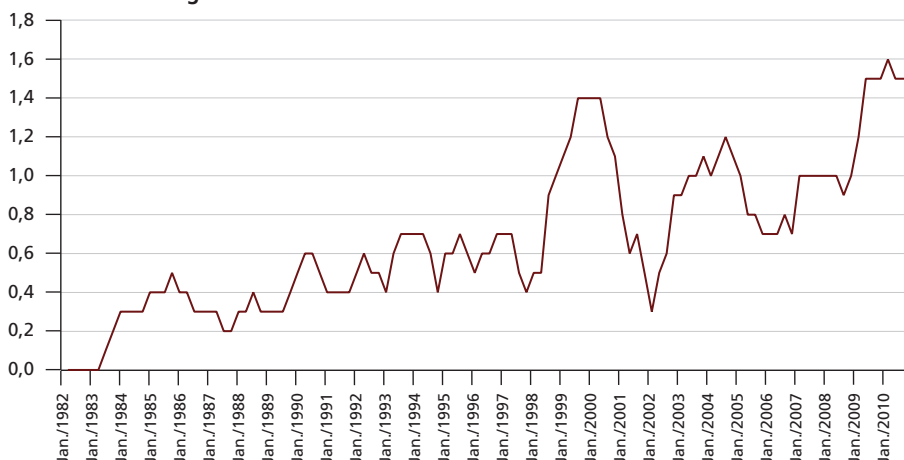
14. Este índice corrige certas distorções quanto a intensidade, extensão e efetividade do controle de capitais, estando disponível para 181 países desde 1970.

As variáveis diferenciais das taxas de juros, UIP, a oferta de capital no mercado internacional, Liquidez, são consideradas endógenas sendo instrumentadas com as diversas variáveis defasadas.¹⁵

A magnitude e o grau de instabilidade dos fluxos financeiros aumentaram expressivamente desde a década de 1980, o que suscita questões sobre a mudança do padrão das relações ao longo do tempo. O gráfico 5 ilustra esse fato ao apresentar o número médio de crises de fluxo de capital (*sudden stops*) identificadas a partir da metodologia proposta na seção 3 nos países emergentes selecionados. Nota-se uma mudança de nível a partir de 1997 correspondendo aproximadamente à metade da amostra. Esta mudança sugere que pode ter ocorrido uma mudança de regime de funcionamento do mercado global, como maior integração financeira e globalização, o que motivou a separar a amostra em dois períodos – pré-1997 e pós-1997 – para com isso avaliar em que medida esta mudança altera os parâmetros estimados do modelo.

GRÁFICO 5

Países emergentes: número médio de crises em cada trimestre



Elaboração dos autores.

O fluxo financeiro está disponível no IFS em termo trimestrais, assim como a maioria das explicativas utilizadas, e o modelo foi estimado com dados trimestrais. No entanto, os dados de normalização relativos ao PIB estão disponíveis na agregação trimestral apenas para o período mais recente e para um subconjunto de países. Por isto utilizamos o PIB anual trimestralizado.¹⁶

15. As variáveis instrumentadas com: Liquidez (-1); UIP (-1); KAOPEN (-1); câmbio real (-1); Consumer Price Index (CPI) – USA, Estoque local de Foreign Direct Investment (FDI) (-1), preço petróleo, preço da madeira, preço metais, preço dos produtos agrícolas, e PIB dos Estados Unidos, Japão e Alemanha, e a taxa de crescimento real do PIB dos mesmos países.

16. Essa abordagem consiste em repetir o PIB anual para todos os trimestres de cada ano, e tomar a média móvel anual desta quantidade. Resultados não apresentados utilizando-se o PIB trimestral, disponível apenas para períodos mais recentes, mostram que esta abordagem não altera os resultados de forma relevante.

4 RESULTADOS

A seção anterior documentou um aumento do número de crises ocorridas depois de 1997, que foi interpretada como uma possível mudança de regime do mercado financeiro global, o que motiva a segmentar as amostras para a estimação do modelo e revelar uma possível heterogeneidade entre as respostas nos dois segmentos temporais (pré e pós-1997).

A ocorrência de crise também pode implicar alteração na relação entre as variáveis. Lida-se com isto de duas formas: *i)* incluindo a variável indicadora de *Crisis*,¹⁷ que permite a alteração do intercepto nas crises; e *ii)* eliminando todos os períodos de crise, o que permite avaliar a heterogeneidade entre os parâmetros.

Além destas questões, as variáveis fiscais e de governança só estão disponíveis após 1997. Estas questões motivaram estimação de quatro versões do modelo. As versões foram especificadas de forma a serem comparáveis. A primeira e segunda versão (M1|Pré-1997 e M1|Pós-1997) diferem apenas quanto ao período da amostra e ilustra o efeito de uma eventual mudança de regime após 1997. A terceira versão (M1|Pós-1997*) exclui todos os períodos de crise, e se diferencia da segunda versão (M1|Pós-1997) que contém todos os períodos, mas inclui a variável indicadora de crise, e mostra o efeito de uma eventual heterogeneidade dos períodos de crise. Finalmente, a quarta versão (M2|Pós-1997*) é semelhante à terceira, mas inclui as variáveis explicativas fiscais e de governança disponíveis apenas para o período pós-1997.

A tabela 3 apresenta para cada uma das versões do modelo a proporção da variância intrapaíses (R2 intrapaís), entre os países (R2 entre países), e total (R2 conjunto), que é explicada com o modelo. Apresenta também o valor da estatística de Wald, que mede a significância conjunta de todos os parâmetros e respectivo valor-p.

TABELA 3
Estatísticas da regressão

	M1 Pré-1997	M1 Pós-1997	M1 Pós-1997 ¹	M2 Pós 1997 ¹
#obs	428	931	876	741
#países	13	19	19	18
R2: intrapaís	0,23	0,14	0,14	0,13
R2: entre países	0,12	0,03	0,04	0,05
R2: conjunto	0,25	0,05	0,04	0,1
Wald chi2(10)	219	254	259	250
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,000

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estimado excluindo os trimestres onde crise = 1.

17. Definida aqui de uma forma mais ampla, considerando sempre como crise o trimestre anterior e o subsequente ao trimestre indicado com a variável indicadora (C).

Os resultados indicam que:

- todos os modelos são significativos;¹⁸
- os modelos explicam uma parte pequena da flutuação do fluxo;
- a exclusão dos períodos de crise altera pouco a capacidade explicativa do modelo como ilustra a segunda e terceira coluna; e
- a inclusão das variáveis fiscais e de governança (última coluna) aumenta a capacidade explicativa ainda que para uma amostra mais reduzida.

A tabela 4 apresenta os coeficientes estimados, o nível de significância e o respectivo desvio-padrão.

TABELA 4
Parâmetros do modelo

	M1 Pré-1997		M1 Pós-1997		M1 Pós-1997 ¹		M2 Pós-1997 ¹	
	coef	sd	coef	sd	coef	sd	coef	sd
Fatores globais								
Liquidez	1,36*	0,77	0,79**	0,38	0,71*	0,38	0,45	0,39
VIX	0,06***	0,02	0,02	0,06	0,02	0,06	0,07	0,06
PIB-USA	-0,14	0,14	0,31	0,2	0,32	0,21	0,6***	0,22
tend	0,02	0,02	0,01	0,03	0,01	0,03	0,07**	0,04
Fatores locais								
<i>Crisis</i>	-2,79***	1,02	-3,65***	1,07				
UIP	0,001	0,005	0,14	0,1	0,2*	0,11	0,41***	0,11
PIB-Local	0,12**	0,06	0,35***	0,07	0,36***	0,07	0,17**	0,08
Vol-inflação	0	0	-0,02***	0,01	-0,02***	0,01	-0,02***	0,01
Fatores locais anuais								
Divida Tot.							-0,08***	0,02
GOV							3,69***	1,16
KAOPEN	0,93***	0,34	1,72***	0,31	1,89***	0,32	0,9**	0,41
_cons	1,33	1,03	-2,16	3,87	-1,79	3,95	-4,5	4,97

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estimado excluindo os trimestres onde crise = 1.

Obs.: * Significância a 10%.

** Significância a 5%.

*** Significância a 1%.

Os resultados indicam que:

- 1) O efeito da Liquidez internacional (primeira linha) é significativo em praticamente todas as versões do modelo e possui o sinal esperado, maior liquidez, maior fluxo líquido de capital para economias emergentes.

18. Estimados com a rotina *xtivreg* do programa Stata.

- 2) O índice de aversão ao risco global, VIX (segunda linha), não foi significativo para explicar o fluxo líquido total.¹⁹
- 3) O crescimento americano, PIB-USA, é significativo apenas para o último modelo no período pós-1997 apresentando sinal positivo.
- 4) A variável *dummy Crisis* é significativa em todas as versões do modelo e possui o sinal esperado, isto é, durante o evento de crise, menor o fluxo de capital líquido para economias emergentes, com efeito mais pronunciado no período pós-1997, provavelmente relacionada a gradativa integração e globalização entre os mercados.
- 5) A variável de diferencial de taxas de juros, UIP, é significativa nos dois últimos modelos, possuindo o sinal esperado, maior diferencial de taxas de juros, maior o fluxo de capital líquido para economias emergentes.
- 6) O crescimento local, PIB-Local, é significativo para todos os modelos, possuindo o sinal esperado, qual seja, maior crescimento, maior o fluxo de capitais para economias emergentes.
- 7) A volatilidade da inflação local é significativa para a maioria das versões dos modelos, apresentando sinal negativo esperado, qual seja, maior volatilidade da inflação, o que sugere maior instabilidade econômica, menor o fluxo de capitais para economias emergentes.
- 8) O efeito da austeridade fiscal aparece significativo e com sinal negativo esperado, ou seja, maior endividamento total do setor público, menor o fluxo de capitais para economias emergentes.
- 9) A variável de governança, GOV, é significativa, apresentando sinal esperado, qual seja, maior governança, maior o fluxo de capitais para economias emergentes.
- 10) A variável de liberalização financeira, KAOPEN, é significativa para todas as versões dos modelos, apresentando sinal positivo esperado, qual seja, maior liberalização da conta capital, maior o fluxo de capitais para economias emergentes com efeito maior no período pós-1997.
- 11) A semelhança dos resultados entre a segunda e terceira versão do modelo permite inferir sobre a homogeneidade dos parâmetros no momento da crise, sugerindo que a inclusão da variável indicadora *dummy Crisis* é suficiente para caracterizar a crise.

19. No entanto, segundo estimativas preliminares não apresentadas, o VIX explica bem o fluxo de investimentos em carteiras, motivando dessa forma a extensão do trabalho com a desagregação pelos tipos de fluxos.

5 EXPLICANDO A VOLATILIDADE DO FLUXO

A volatilidade do fluxo de capital deve-se à instabilidade das variáveis explicativas e/ou fatores institucionais que reduzam ou amplifiquem esta instabilidade. Alfaro, Kalemli-Ozcan e Volosovych (2005) e Neumann, Penl e Tanku (2009) discutem esta questão, em particular o efeito do grau de abertura financeira e das instituições.

A instabilidade é medida com a volatilidade (desvio-padrão) do fluxo ao longo das últimas (j) observações de uma janela temporal ($\sigma(y_{it})$), ou seja, a volatilidade do período t é calculada com os dados dos períodos ($t, t-1, \dots, t-j+1$), e portanto o fluxo do período (t) é considerado no cálculo de (j) períodos vizinhos. Isto implica que a sequência de volatilidades assim calculadas sejam autocorrelacionadas. Bekaert, Harvey e Lundblad (2004) em uma situação similar propuseram um estimador Generalized Method of Moments (GMM) para lidar com esta questão, enquanto Neumann, Penl e Tanku (2009) utilizaram o estimador de Newey-West com um painel de países sem efeito fixo.

Neste estudo, foram propostas duas alternativas para estimar a volatilidade do fluxo: *i*) a primeira lida diretamente com a autocorrelação dos dados utilizando um modelo de painel com efeito fixo, que inclui o resíduo defasado de primeira ordem para mitigar a heterocedasticidade e evita o viés devido às diferenças não observadas e invariantes no tempo entre os países;²⁰ e *ii*) a segunda calcula a volatilidade por meio de uma janela anual, sendo o modelo estimado com esta mesma desagregação, o que elimina a autocorrelação da volatilidade, com a desvantagem de reduzir a amostra.

A volatilidade do fluxo pode ainda ser consequência dos mesmos fatores que explicam o fluxo e também da volatilidade destes fatores. No entanto, a volatilidade dos fatores locais tem duas limitações: *i*) os fatores globais condicionam a volatilidade dos fatores globais, o que dificulta a interpretação da volatilidade dos fatores locais; e *ii*) alguns dos fatores locais são observados anualmente. Dessa forma, serão incluídas no modelo apenas as variâncias dos fatores globais.

A equação (2.1) apresenta a versão do modelo considerando dados trimestrais, e a equação (2.2), a versão para os dados anuais que exclui o efeito da variância dos fatores globais.²¹

$$\sigma(y_{it}) = \alpha_i + \beta \sigma(\text{Global})_t + \gamma \text{Global}_t + \delta \text{Local}_{it} + e_{it} + \rho e_{it-1} \quad (2.1)$$

$$\sigma(y_{it}) = \alpha_i + \gamma \text{Global}_t + \delta \text{Local}_{it} + e_{it} \quad (2.2)$$

O modelo foi estimado seguindo a estratégia de segmentar temporalmente a amostra.²² As regressões com dados pré-1997 não foram significativas²³ e por isto apresentaram-se

20. Estimado com a rotina *xtregar* do programa Stata.

21. No caso de dados anuais o tamanho da amostra é dividido por quatro em todas as segmentações temporais, e sob o argumento de parcimônia decidiu-se excluir o efeito da variância dos fatores globais.

22. As versões excluindo os momentos de crise não são adequadas tendo em vista a forma autorregressiva da equação (2).

23. Não é rejeitada a hipótese de exclusão conjunta de todas as variáveis explicativas.

para cada uma das versões das estimativas (M1, M2) que diferem apenas por incluir os fatores fiscais e de governança que estão disponíveis para um subconjunto da amostra.

Todos os fatores locais estão defasados de um ano para evitar a possibilidade de endogeneidade da variável explicativa.

A tabela 5 apresenta as estatísticas da regressão e a tabela 6 os parâmetros estimados.

TABELA 5
Estatísticas da regressão (pós-1997)

	Trimestral		Anual	
	M1	M2	M1	M2
#obs	841	755	248	222
#países	18	17	20	19
R2: por país	0,07	0,08	0,1	0,13
R2: entre países	0,32	0,39	0,2	0,01
R2: conjunto	0,1	0,1	0,03	0,01
Wald chi2(10)	5,74	5,02	2,89	2,81
Valor-p	0,000	0,000	0,004	0,003

Elaboração dos autores.

TABELA 6
Parâmetros do modelo (pós-1997)

	Trimestral				Anual			
	M1		M2		M1		M2	
	coef	sd	coef	sd	coef	sd	coef	sd
Volatilidade dos fatores globais								
Liquidez	0,48*	0,26	0,42	0,27				
VIX	0,08	0,06	0,07	0,06				
PIB-USA	0,01	0,21	0,03	0,23				
Fatores globais								
Liquidez	-0,05	0,05	-0,04	0,05	-0,91**	0,44	-0,95**	0,46
VIX	0	0,01	-0,01	0,01	-0,04	0,06	-0,02	0,07
PIB-USA	-0,19***	0,06	-0,23***	0,06	0,07	0,13	0,18	0,14
Fatores locais								
UIP	-0,01	0,01	0	0,01	0,01	0,06	0,07	0,07
PIB-Local	0,06	0,02	0,06	0,02	0,15	0,05	0,19	0,06
Crisis	2,35***	0,64	2,19***	0,67	-0,4	2,02	-0,38	2,05
Vol-inflação	0	0,01	-0,01	0,03	-0,01	0	-0,01**	0,01
Fatores locais anuais								
KAOPEN	-0,03	0,17	0,06	0,2	-0,05	0,26	0,06	0,3
Dívida Tot.			0	0,01			0	0,02
GOV			-0,04	0,51			-1,45*	0,85
_cons	3,74	0,12	4,08	0,17	6,56	1,97	5,39	2,36

Elaboração dos autores.

Obs.: * Significância a 10%.

** Significância a 5%.

*** Significância a 1%.

Os resultados mostram:

- 1) Todos os modelos estimados são significativos, e em todos os casos explicam uma fração pequena da variabilidade total.
- 2) O aumento da volatilidade da liquidez internacional aumenta a volatilidade do fluxo de capital para emergentes como esperado, mas o aumento do nível da liquidez reduz a volatilidade desse fluxo.
- 3) No caso do modelo trimestral, o aumento do nível do crescimento americano reduz a volatilidade do fluxo de capital para emergentes.
- 4) O efeito do diferencial de juros, UIP, não é significativo em nenhum caso, e os demais fatores locais medidos trimestralmente não são significativos para a maioria das versões.
- 5) A abertura financeira e a dívida pública não são significativas, no entanto a melhora da governança reduz a volatilidade do fluxo.

6 IMPORTÂNCIA RELATIVA DOS FATORES GLOBAIS E LOCAIS (*PULL VERSUS PUSH FACTORS*)

Esta seção estima a importância relativa dos fatores globais na determinação do fluxo de capital líquido e da respectiva volatilidade desse fluxo. Neste modelo os fatores locais (X) estão representados por uma lista extensa de variáveis, e os fatores globais (G) estão representados por variáveis indicadoras de cada trimestre que representam todos os fatores comuns aos países que variam no tempo, representando todos os fatores globais. O objetivo consiste em decompor a variância do fluxo de capital líquido de cada país e, para tal, todas as variáveis estão definidas como o desvio em relação ao valor médio \bar{y}_i, \bar{x}_i ; de cada país,²⁴ denotadas, respectivamente, por (Y) e (X).

A equação (3) decompõe o efeito sobre o fluxo líquido de capital das variáveis globais (G) e locais (X).²⁵

$$Y_{it} = G_t + \gamma X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Definindo $L_{it} = \gamma X_{it}$, temos:

$$Y_{it} = G_t + L_{it} + u_{it} \quad (3.1)$$

Então $\hat{Y} = E(Y_{it}) = G_t + L_{it}$ e a variância total do fluxo é dada pela equação (3.2):

24. Subtraindo cada variável de sua média não condicional por país, o modelo estará explicando as variações intrapaís, tal como nos modelos com efeito fixo por país.

25. Esta especificação ignora a propagação dinâmica dos choques, em especial dos choques globais sobre os locais. Por isto, este resultado não é diretamente comparável àqueles que estimam o efeito das variáveis globais para um determinado país através da metodologia Vector-Autoregressive (VAR). O estudo do efeito global em um contexto dinâmico é uma questão que precisa ser considerada na avaliação conjunta de múltiplos países.

$$v(Y) = v(\hat{Y}) + v(u) = v(L) + v(G) + 2cov(G,L) + v(u) \quad (3.2)$$

Admitindo que o fator local (*L*) não condiciona o fator global, atribui-se aos fatores globais o seu efeito sobre as locais medido por $cov(L,G)$, portanto o efeito total dos fatores globais é: $FG = v(G) + 2cov(G,L)$.

A equação (3) foi estimada²⁶ para as subamostras no período pré e pós-1997, com maior segmentação no período recente. A tabela 7 apresenta a proporção da variância do fluxo líquido de capital²⁷ explicada por fatores locais (*FL*), fatores globais (*FG*) e pelo modelo ($FT=FL+FG$). Na última linha apresenta-se a proporção da variância explicada com o modelo que é atribuível aos fatores globais.

TABELA 7
Decompondo a variância do fluxo líquido de capital

	1988-1997	1998-2010	1998-2005	2006-2010
FT	0,368	0,483	0,21	0,306
FL	0,299	0,423	0,146	0,247
FG	0,101	0,06	0,064	0,06
FG / FT	0,275	0,125	0,305	0,195

Elaboração dos autores.

Pode-se observar que:

- a primeira linha da tabela mostra que o modelo (*FT*) explica uma fração reduzida da variância do fluxo entre 21% e 48%;
- a quarta linha sumariza os resultados e mostra que entre 12% e 30% da variância explicada pelo modelo (*FT*) pode ser atribuída aos *FGs*; e
- a importância do *FG* é menor na amostra mais recente, onde os *FLs* adquirem maior importância.

Esta construção considera o efeito comum a todos os países para representar todos os possíveis efeitos globais e este resultado pode ser visto como uma subestimativa do efeito global. A maior parte da variância do fluxo é atribuível a elementos aleatórios, e apenas para a parte que é explicada com o modelo os fatores globais são menos importantes do que locais. Isto torna relativo o papel do mercado global na determinação do fluxo de capitais.

26. As equações foram estimadas com o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQOs), uma vez que o interesse recai apenas na estimativa pontual.

27. As variáveis do modelo estão especificadas como desvios em relação à média de cada país, e por isto a variância mede a variância do fluxo dos países, ignorando a diferença do nível do fluxo entre os países.

Perguntas similares podem ser colocadas a respeito da volatilidade do fluxo: “Qual a importância dos fatores globais na explicação da volatilidade do fluxo?”, ou ainda: “Qual espaço os países têm para mitigar a instabilidade da entrada de capital?”

Para discutir esta questão adotou-se a mesma metodologia apresentada anteriormente, substituindo a variável dependente pela volatilidade do fluxo. O modelo foi estimado na mesma segmentação temporal obtendo-se os resultados da tabela 8, que apresenta a decomposição da variância da volatilidade do fluxo.

TABELA 8

Decompondo a variância da volatilidade do fluxo líquido de capital

	1988-1997	1998-2010	1998-2005	2006-2010
<i>FT</i>	0,389	0,302	0,32	0,099
<i>FL</i>	0,135	0,137	0,191	0,046
<i>FG</i>	0,254	0,155	0,129	0,053
<i>FG/FT</i>	0,653	0,514	0,403	0,537

Elaboração dos autores.

Pode-se observar que:

- a maior parte da volatilidade deve-se a elementos aleatórios, no entanto, da parte que é explicada com o modelo, a maior parte é atribuível aos fatores locais;
- o modelo explica entre 10% e 38% da volatilidade do fluxo, dos quais os fatores globais explicam entre 40% e 65%; e
- os fatores globais que estão fora do controle das autoridades de cada país explicam uma parte menor da flutuação do fluxo, mas explicam a maior parte da flutuação da volatilidade do fluxo.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Motivado por preocupações quanto ao aquecimento econômico, competitividade externa, estabilidade financeira e custo de esterilização da acumulação de reservas internacionais, o debate sobre os fluxos de capital para as economias emergentes retornou à pauta dos gestores de políticas públicas trazendo diversos desafios relacionados ao gerenciamento da política macroeconômica, e na melhor forma de se apropriar dos benefícios relacionados à entrada do fluxo, limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica.

O estudo proposto analisa, através de um modelo de painel, os determinantes do fluxo de capital líquido e de sua volatilidade para um grupo de dezenove economias emergentes no período 1980-2011 e propõe uma metodologia para avaliar a importância relativa dos fatores globais e locais na determinação da variabilidade do fluxo. Os emergentes analisados (Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia,

África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela) representavam, em janeiro de 2012, aproximadamente 95% do índice EMBIG do J. P. Morgan.

Os principais resultados obtidos podem ser sumarizados a seguir.

- 1) A estabilidade econômica, representada pelo crescimento do PIB local e menor volatilidade da inflação, apresenta resultado significativo com sinal esperado, ou seja, maior crescimento econômico aliado a menor volatilidade do índice de inflação, maior o fluxo líquido de capital para as economias emergentes.
- 2) A liquidez internacional e o diferencial das taxas de juros locais e internacionais são determinantes para o fluxo de capital para economias emergentes possuindo o sinal esperado, qual seja, maior liquidez internacional e maior diferencial das taxas de juros, maior o fluxo líquido de capital para economias emergentes.
- 3) O efeito da austeridade fiscal aparece significativo e com sinal esperado, ou seja, menor endividamento total do setor público, maior o fluxo líquido de capital para economias emergentes.
- 4) Variáveis de governança e de liberalização financeira são significativas possuindo o sinal esperado, isto é, maior governança e maior liberalização financeira, maior o fluxo líquido de capital para economias emergentes, aliado ainda a menor volatilidade do fluxo.
- 5) O modelo explica até 40% da variância e volatilidade do fluxo de capital líquido para emergentes. A importância dos fatores globais na determinação da variância do fluxo é menor na amostra mais recente, em que os fatores locais adquirem maior importância. No entanto, os fatores globais, que estão fora do controle das autoridades de cada país, explicam a maior parte das flutuações relativas à volatilidade do fluxo de capital líquido para os emergentes.

O estudo analisou apenas o fluxo líquido de capital utilizando um modelo estacionário, que é a abordagem usual da literatura. Estas limitações apontam para algumas futuras extensões, quais sejam: *i*) a ocorrência da crise corresponde a uma descontinuidade do fluxo, e os seus determinantes podem ser diferentes dos fatores locais e globais considerados; *ii*) os efeitos domésticos da crise são diferenciados por tipo de país e talvez variem com o tempo; e *iii*) a análise do tipo de fluxo de capital (investimento direto, investimentos em ações, dívidas e empréstimos) e sua desagregação em fluxos brutos (entradas e saídas) podem fornecer uma visão mais acurada na formulação de políticas públicas, com objetivo de melhor se apropriar dos benefícios relacionados à entrada do fluxo de capital, limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica.

REFERÊNCIAS

- ALFARO, L.; KALEMLI-OZCAN, S.; VOLOSOVYCH, V. **Capital flows in a globalized world: the role of policies and institutions**. 2005. (NBER Working Paper, n. 11696).
- BEKAERT, G.; HARVEY, C.; LUNDBLAD, C. **Growth volatility and financial liberalization**. 2004. (NBER Working Paper, n. 10560).
- BPM6. **Balance of payments and international investment position manual**, 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/BCmxRr>>.
- CALVO, G. A.; IZQUIERDO, A.; MEJIA, L. **On the empirics of sudden stops: the relevance of balance-sheet effects**. 2004. (NBER Working Paper, n. 10520).
- _____. **Systemic sudden stops: the relevance of balance-sheet effects and financial integration**. 2008. (NBER Working Paper, n. 14026).
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. **Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors**. 1993. (IMF Staff Papers, n. 40 (1))
- _____. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. **Journal of Economic Perspectives**, American Economic Association, v. 10, n. 2, p. 123-139, 1996.
- CBOE – CHICAGO BOARD OPTIONS EXCHANGE. **The CBOE volatility index® - VIX®**, 2009.
- CHINN, M.; ITO, H. A new measure of financial openness. **Journal of Comparative Policy Analysis**, v. 10, n. 3, p. 307-20, 2008.
- CHUHAN, P.; CLAESSENS, S.; MAMINGI, N. Equity and bond flows to Latin America and Asia: the role of global and country factors. **Journal of Development Economics**, v. 55, p. 439-463, 1998.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: push or pull? **Journal of Development Economics**, v. 48, p. 389-418, 1996.
- FORBES, K.; WARNOCK, F. **Capital flow waves: surges, stops, flight and retrenchment**. 2011 (NBER Working Paper, n. 17351)
- FRATZSCHER, M. **Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis**. 2011 (NBER Working Paper, n.17357)
- J. P. MORGAN. **Emerging markets debt and fiscal indicator**, 2010.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators, 1996-2008**. World Bank Policy Research, June 29, 2009. (Working Paper, n. 4978). Disponível em: SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1424591>>.

MILESI-FERRETTI, G. M.; TILLE, C. Capital flows and the crisis. **Economic policy**, p. 289-346, Apr. 2011.

NEUMANN, R.; PENL, R.; TANKU, A. Volatility of capital flows and financial liberalization: do specific flows respond differently? **International Review of Economics & Finance**, v. 18, n. 3, p. 488-501, 2009.

APÊNDICE A

Neste apêndice, é apresentada a construção de um indicador que sintetiza a informação dos seis indicadores de governança do Banco Mundial. Para tal, efetua-se a decomposição canônica da matriz de covariância desses indicadores, e define-se a primeira componente como este indicador. Verificou-se que este fator explica 78% da variância total, e entre 72% e 92% da variância de cada uma das componentes, como mostra a tabela A.1.

TABELA A.1

Construção da medida de governança com os indicadores do Banco Mundial

	wb	Correlação					
		ge	rq	rl	cc	ps	va
Governança (ge)	0,92	1					
Qualidade regulatória (rq)	0,88	0,84	1				
Validade da lei (rl)	0,95	0,9	0,83	1			
Controle de corrupção (cc)	0,94	0,88	0,84	0,89	1		
Estabilidade política (ps)	0,74	0,64	0,62	0,71	0,7	1	
Transparência e democracia (va)	0,72	0,56	0,61	0,67	0,69	0,63	1

Elaboração dos autores.

A VOLATILIDADE DO FLUXO DE CAPITAL PARA ECONOMIAS EMERGENTES: O PAPEL DA QUALIDADE INSTITUCIONAL DO GOVERNO E DO DESENVOLVIMENTO DO SISTEMA FINANCEIRO DOMÉSTICO¹

Katia Rocha²
Ajax Moreira³

1 INTRODUÇÃO

Recentemente, o debate sobre os fluxos de capital para as economias emergentes retornou à pauta dos gestores de políticas públicas e trouxe diversos desafios relacionados ao gerenciamento de política macroeconômica, e à melhor forma de se apropriar dos benefícios relacionados à entrada do fluxo de capital, limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica. No caso da economia brasileira, o excessivo aquecimento econômico, a baixa competitividade externa, o custo de esterilização da acumulação de reservas internacionais e os efeitos da política monetária expansiva adotada nas economias desenvolvidas motivam preocupações quanto aos riscos associados à estabilidade do fluxo de capital externo.

Segundo relatório do Instituto de Finanças Internacionais – Institute of International Finance (IIF, 2013), o fluxo de capital para as economias emergentes atingirá US\$ 1,118 trilhão e US\$ 1,15 trilhão, respectivamente, em 2013 e 2014. Essa entrada deve-se às condições favoráveis estimadas para o crescimento nas economias emergentes (5% em relação à perspectiva de 1% de crescimento nas economias desenvolvidas), sustentabilidade fiscal, melhores *ratings* soberanos, alta liquidez internacional provocada pelos baixos juros nas economias desenvolvidas, diminuição da aversão ao risco internacional e ao alto diferencial de taxas de juros entre as economias emergentes e desenvolvidas.

Na literatura de fluxo de capital, muitos estudos já abordaram questões sobre os determinantes locais e globais (*push and pull effects*) dos fluxos de capitais para economias emergentes. Entre os trabalhos seminais nesta linha

1. Este estudo foi publicado em outubro de 2013, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1893.

2. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

3. Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea. E-mail: ajax.moreira@ipea.gov.br

de pesquisa, encontram-se Fernández-Arias (1996), Calvo, Leiderman e Reinhart (1993; 1996), Eichengreen e Mody (1998) e Ferrucci *et al.* (2004). Entre os trabalhos recentes, após a crise das hipotecas em 2008, destacam-se BIS (2009), Fratzscher (2011), Forbes e Warnock (2011) e Milesi-Ferretti e Tille (2011). Entre os resultados comuns, tem-se: a ênfase do papel dos fatores globais, em especial da liquidez internacional; aversão ao risco como determinante do fluxo de capital, para as expectativas de crescimento das economias emergentes como importante fator local; e a heterogeneidade da resposta relativa ao tipo de fluxo, país afetado e período analisado.

Há, todavia, poucos trabalhos empíricos sobre os determinantes da volatilidade do fluxo de capital nas economias emergentes. Estes estudos se justificam na medida em que possibilitam a recomendação de políticas públicas que limitem os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica ao reduzirem a volatilidade relacionada ao fluxo de capital.

Um dos primeiros estudos sobre volatilidade de fluxo de capital foi feito por Broner e Rigobon (2004). Os autores analisam 58 economias emergentes e desenvolvidas no período 1965-2003 e estimam que a alta volatilidade do fluxo de capital total para economias emergentes (80% superior que a de economias desenvolvidas) deve-se ao menor desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, à baixa qualidade das instituições e à menor renda *per capita* destas economias.

Alfaro, Kalemli-Ozcan e Volosovych (2005) analisam o papel da qualidade das instituições sobre diversas métricas da volatilidade de longo prazo, no período 1970-2000, do fluxo de entrada de capital para o de investimento direto – Foreign Direct Investment e ações (FDI + *equity*) – para 47 economias emergentes e desenvolvidas através de dados anuais. Eles concluem que a qualidade das instituições apresenta papel significativo para diminuição da volatilidade associada ao fluxo de entrada de capital, com resultados distintos, de acordo com a inclusão de certas variáveis de controle.

O relatório publicado *Global financial stability report* (IMF, 2007) enfoca os determinantes do fluxo total de entrada de capital e sua respectiva volatilidade para 41 economias emergentes no período 1977-2007. Como resultado, sublinha que uma maior abertura financeira está associada a uma menor volatilidade, sem, no entanto, estabelecer relação significativa quanto ao papel da governança. A volatilidade do fluxo de capital total deriva, segundo o texto, principalmente de fatores externos (globais), fora do controle da política econômica dos emergentes.

Neumann, Penl e Tanku (2009) enfocam o papel da liberalização financeira como determinante da volatilidade dos tipos de fluxo de entrada de capital por

meio de modelo de painel para um grupo de 22 economias, emergentes e desenvolvidas, entre 1981 e 2000, com dados anuais. Calculam a volatilidade como a média móvel de cinco anos do fluxo em relação ao produto interno bruto (PIB) e concluem que a resposta à liberalização financeira depende do tipo de capital analisado. Regra geral, a volatilidade do FDI e os investimentos em carteira (portfólio), quando significativos, aumentam com a liberalização financeira, enquanto a volatilidade da rubrica Outros Investimentos (*Other Investments*) apresenta resposta heterogênea. Os autores destacam a baixa resposta da rubrica Portfólio à liberalização financeira.

Finalmente, Broto, Diaz-Cassou e Erce-Dominguez (2011) analisam os determinantes da volatilidade dos tipos de fluxos de entrada de capital por meio de modelo de painel no período 1980-2006 para 48 economias emergentes com dados trimestrais. Os autores propõem um modelo de aproximação de volatilidade baseado em Engle e Rangel (2008), que, conforme afirmam, gera volatilidades com baixa correlação serial, o que seria uma vantagem durante períodos de incertezas, como nos episódios de crises. A conclusão a que chegam é que os fatores globais, que estão fora do controle da política econômica, têm cada vez mais importância como determinante da volatilidade do fluxo após 2000. Os determinantes domésticos apresentam sinais variados (*mixed results*) dependendo do tipo de fluxo. Alguns reduzem a volatilidade de certo fluxo, aumentando a de outros. Finalmente, o estudo sublinha a dificuldade de encontrar políticas específicas que, em geral, possam reduzir a volatilidade de todos os tipos de fluxo de capital.

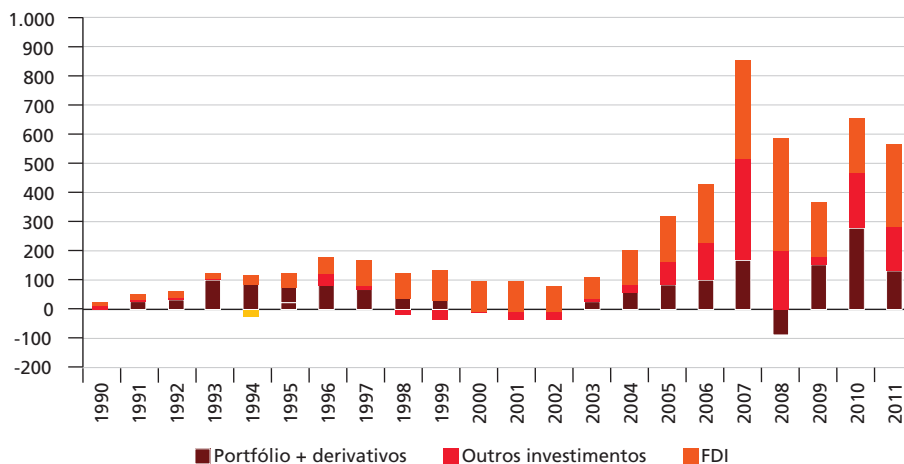
Os artigos mencionados se diferenciam quanto aos critérios para medir a volatilidade, quanto às variáveis determinantes, ao tipo de fluxo de capital e ao modelo econométrico.

O objetivo do presente capítulo consiste em explicar empiricamente a volatilidade do fluxo de entrada de capital com um painel de dezoito economias emergentes no período 2000-2011. Este objetivo assemelha-se ao de Broner e Rigobon (2004), Alfaro, Kalemli-Ozcan e Volosovych (2005), Neumann, Penl e Tanku (2009) e Broto, Diaz-Cassou e Erce-Dominguez (2011), com alguns diferenciais: *i*) avalia a robustez do modelo em relação a diferentes medidas de volatilidade; *ii*) formula um modelo econométrico, o qual se julga mais adequado para considerar as diversas medidas de volatilidade; *iii*) analisa vários tipos de fluxo de entrada de capital como FDI, portfólio, outros investimentos e fluxo total; e *iv*) considera uma lista mais abrangente de determinantes, com ênfase em indicadores de qualidade institucional (governança) e desenvolvimento do sistema financeiro doméstico (instituições financeiras como bancos e seguradoras, bem como mercado de capital – ações, títulos e derivativos).

As dezoito economias emergentes analisadas⁴ (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, República Tcheca, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Tailândia, Turquia e Venezuela) no período 2000-2011 representavam, em janeiro de 2013, aproximadamente 95% do índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG) do J. P. Morgan (2004) e são classificadas como as maiores economias emergentes para fluxo de capital internacional, segundo relatório do Banco de Compensações Internacionais (BIS, 2009). Foram considerados apenas países com disponibilidade de dados trimestrais de fluxo de capital segundo a base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) – International Financial Statistics (IFS).

O gráfico 1 apresenta o fluxo de entrada de capital desagregado por tipo estimado para as dezoito economias emergentes consideradas neste trabalho.⁵

GRÁFICO 1
Fluxo de entrada de capital
(Em US\$ bilhões)



Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

4. A escolha da amostra de países se baseou na disponibilidade de dados trimestrais no banco de dados do International Financial Statistics-Fundo Monetário Internacional (IFS/FMI).

5. A atual estrutura do Balanço de Pagamentos Internacionais adotada pelos países segue uma orientação do FMI, estabelecida no documento balance of payments and international investment position manual (IMF, 2011), e registra as transações econômicas de determinado país com o exterior (residentes e não residentes), agrupadas segundo suas categorias (reais e financeiras) e segundo seus fatos geradores (comércio de mercadorias, prestação de serviços, transferências e movimentos de capital, nas formas de financiamentos e de investimentos diretos). Sua estrutura é definida a partir da natureza das transações, que se agrupam em duas grandes categorias de contas – as transações correntes, conta capital e conta financeira. Em especial, a conta financeira registra fluxos decorrentes de transações com ativos e passivos financeiros entre residentes e não residentes, sendo dividida em quatro grupos: i) investimento direto; ii) investimentos em carteira; iii) derivativos; e iv) outros investimentos. Cada grupo é desdobrado em ativos e passivos, ou seja, fluxos envolvendo ativos externos detidos por residentes no Brasil (valores negativos) e outro para registrar a emissão de passivos por residentes cujo credor é não residente (valores positivos). O fluxo de capital líquido equivale à soma de todos os itens da conta financeira ativa e passiva, com valor positivo significando entrada líquida de capital.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta as medidas de volatilidade, a seção 3 descreve o modelo para explicá-la, a seção 4 mostra os resultados e a última seção apresenta as considerações finais e possíveis extensões.

2 VOLATILIDADE DO FLUXO

Os dados sobre fluxo de capital dos países coletado pelo IFS estão disponíveis apenas na agregação temporal trimestral, o que implica uma amostra insuficiente para a utilização dos modelos complexos de volatilidade⁶ e por isso é necessária a adoção de critérios para medir a volatilidade e, em uma segunda etapa, explicá-la. Estes critérios utilizam uma janela temporal para calcular a variância do desvio entre o fluxo e o seu valor esperado, em que o fluxo esperado em cada período é calculado segundo diferentes modelos.

Na literatura, diversas alternativas têm sido propostas com o intuito de medir a volatilidade de séries macroeconômicas. Broto, Diaz-Cassou e Erce-Dominguez (2011) propõem um modelo de volatilidade que corresponde à variância local do desvio em relação ao valor esperado do fluxo, dados os valores defasados do fluxo – estimado considerando um modelo AR(2) para cada país. Bekaert, Harvey e Lundblad (2004) apresentam dois modelos de volatilidade. No primeiro modelo, a volatilidade corresponde à variância local do desvio em relação à média móvel local do fluxo; e no segundo modelo, a volatilidade corresponde à variância local do desvio em relação ao valor esperado do fluxo, dadas as variáveis explicativas defasadas (estimado supondo um modelo de painel com efeito fixo por país e com as mesmas variáveis explicativas). Além destes, considerou-se também o modelo de alisamento exponencial Exponentially Weighted Moving Average (EWMA), popular entre os modelos de previsão de variáveis financeiras (Hull, 1996) parametrizado de tal forma que a sua meia vida coincide com a janela de quatro anos dos demais modelos.

De forma a verificar a robustez dos resultados, os modelos adotados neste trabalho para o cálculo da volatilidade e do respectivo valor esperado dos fluxos de capital correspondem a: *i*) AR – modelo autorregressivo do fluxo para cada país, semelhante ao proposto por Broto, Diaz-Cassou e Erce-Dominguez (2011);⁷ *ii*) M. móvel – média móvel do fluxo, passado em uma janela de dezesseis trimestres (quatro anos), como utilizado por Bekaert, Harvey e Lundblad (2004); *iii*) Painel – modelo econométrico de painel, que explica o fluxo com variáveis explicativas,

6. Os modelos Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH), ou de volatilidade estocástica Bollerslev (1986), são modelos não lineares que requerem amostras de maior dimensão originalmente propostos para a análise de dados de alta frequência (por exemplo, diários), que são usuais no mercado financeiro.

7. Broto, Diaz-Cassou e Erce-Dominguez (2011) propuseram um modelo Autoregressive Integrated Moving Average (Arima), que foi aproximado por um modelo autorregressivo com dois *lags*. A versão aqui sugerida corresponde a um modelo mais robusto e mais adequado para lidar com dados supostamente heterocedásticos.

proposto por Bekaert, Harvey e Lundblad (2004); e *iv*) EWMA – modelo de alisamento exponencial adotado amplamente no mercado financeiro.⁸ Associado a cada modelo, fica definido um valor esperado e, implicitamente, o erro de previsão, denominados, respectivamente, *uy*, *uw*, *ux* e *uz*, como indicado nas equações a seguir, em que Y_{it} é o fluxo de certo país *i* no trimestre *t*.

$$Y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i y_{it-2} + uy_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = (Y_{it-1} + Y_{it-2} + \dots + Y_{it-j})/j + uw_{it} \quad (1.1)$$

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta Z_{it} + ux_{it} \quad (1.2)$$

$$m_{it} = \rho * m_{it-1} + (1 - \rho) * Y_{it} \quad uz_{it} = Y_{it} - m_{it} \quad \rho = 0.92 \quad (1.3)$$

A tabela 1 apresenta a correlação entre as medidas de volatilidade em cada modelo, em porcentagem do PIB, por tipo de fluxo.

TABELA 1
Correlação entre as medidas propostas de volatilidade
(Em % do PIB)

	Painel/AR	Painel/EWMA	Painel/Média móvel	AR/EWMA	AR/Média móvel	Média movell/ EWMA
Portfólio	0,80	0,76	0,79	0,97	0,98	0,97
Outros	0,50	0,49	0,51	0,93	0,95	0,97
FDI	0,95	0,94	0,95	0,99	1,00	0,99
Total	0,92	0,91	0,90	0,98	0,98	0,99

Elaboração dos autores.

O quadro 1 resume as vantagens e desvantagens de cada uma das quatro medidas de volatilidades já descritas.

QUADRO 1
Comparativo entre as medidas de volatilidade propostas

	Vantagem	Desvantagem
AR	Valor esperado depende somente do fluxo	Estima muitos parâmetros, introduzindo imprecisão
M.móvel	Valor esperado depende somente do fluxo. Modelo mais adotado na literatura, aumentando a comparabilidade dos resultados	Perde oito trimestres da amostra
Painel	Valor esperado explicado economicamente por meio de modelo econométrico	Falta de observação de variáveis explicativas implica uma amostra cerca de 30% menor
EWMA	Valor esperado depende somente do fluxo	Parâmetro de decaimento ρ arbitrário

Elaboração dos autores.

8. O parâmetro ρ igual a 0,92 foi escolhido de forma que os coeficientes tenham meia vida de oito trimestres.

A tabela 2 apresenta o valor médio, por país, das medidas de volatilidade propostas para os tipos de fluxo de capital de entrada, no período analisado.

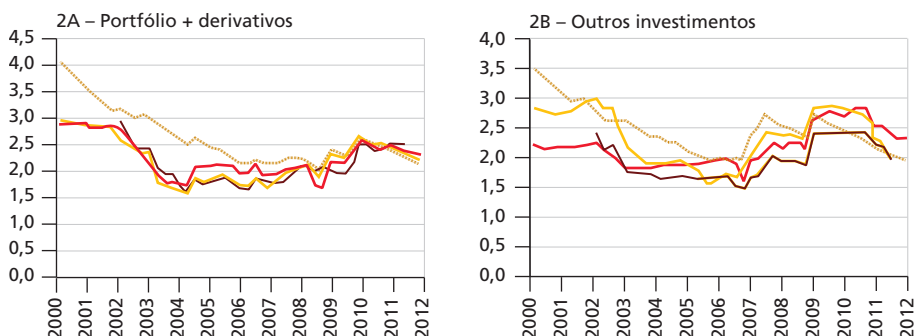
TABELA 2
Média das medidas de volatilidade propostas
(Em %)

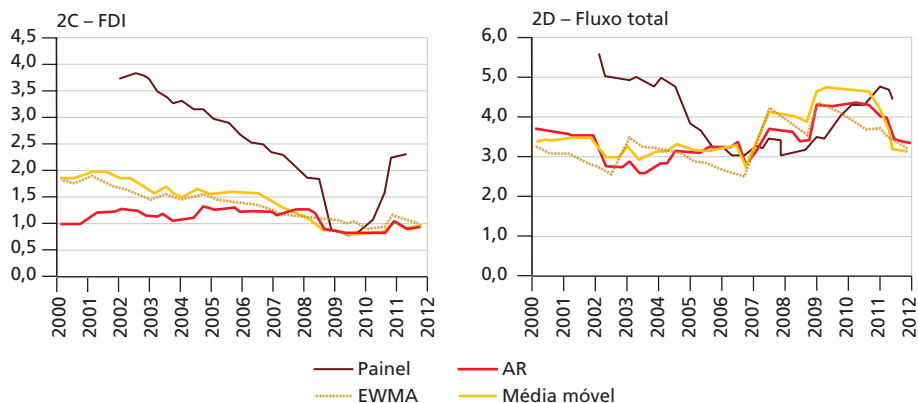
	Portfólio + derivativos				Outros investimentos				FDI				Fluxo total			
	Painel	AR	EWMA	Média móvel	Painel	AR	EWMA	Média móvel	Painel	AR	EWMA	Média móvel	Painel	AR	Média móvel	EWMA
Argentina	3,58	3,76	4,59	4,49	2,97	2,73	3,33	3,29	3,09	2,65	2,72	2,69	4,02	4,09	6,14	6,76
Brasil	2,08	2,27	2,62	2,22	1,97	2,20	2,47	2,35	2,45	1,14	1,38	1,41	4,04	3,46	3,32	3,60
Chile	2,58	2,20	2,08	2,16	3,58	3,54	3,40	3,48	3,98	4,15	4,09	4,18	5,94	6,01	5,75	5,89
Colômbia	2,23	1,75	1,65	1,68	2,11	2,12	1,98	1,80	3,26	2,12	2,09	2,37	5,04	3,82	3,66	3,73
República Tcheca	2,87	2,64	2,53	2,61	4,17	4,64	4,82	4,72	5,10	4,51	4,55	4,66	7,39	6,14	6,35	6,49
Hungria	7,08	7,10	6,46	6,82	7,80	4,88	5,12	5,27	20,47	14,36	13,56	14,39	26,50	17,69	17,13	18,28
Índia	1,37	0,94	0,91	0,97	3,81	1,36	1,33	1,46	2,45	0,49	0,57	0,61	7,10	1,79	1,79	1,89
Indonésia	2,22	2,44	2,51	2,39	4,28	1,99	2,15	1,95	1,88	1,12	1,56	1,65	7,14	3,52	4,29	3,98
Malásia	5,97	6,81	5,01	8,79	5,73	5,37	4,38	6,07	7,98	1,84	2,00	1,93	12,84	9,52	7,03	11,65
México	2,07	0,50	0,56	0,45	3,55	0,33	0,34	0,32	2,24	0,31	0,31	0,30	7,26	0,64	0,70	0,60
Peru	2,63	2,57	2,20	2,38	4,67	3,45	3,22	3,37	2,90	2,23	2,23	2,14	4,59	4,15	4,06	4,33
Filipinas	3,42	3,83	3,57	3,76	4,15	3,82	4,00	3,99	2,07	1,30	1,28	1,34	6,82	6,22	6,25	6,47
Polônia	3,48	3,16	2,62	3,89	3,62	3,03	2,51	4,47	3,08	2,34	2,41	2,46	7,82	4,67	4,52	5,38
Rússia	2,68	2,88	2,91	2,80	4,48	4,64	4,36	4,83	2,53	1,44	1,27	1,43	5,45	6,08	5,96	6,55
África Sul	5,26	1,22	1,19	1,33	5,65	0,64	0,59	0,62	6,45	0,79	0,76	0,79	4,99	1,32	1,27	1,45
Tailândia	2,44	1,90	1,95	2,10	4,68	4,72	6,41	6,38	4,90	1,30	1,49	1,56	10,15	5,27	6,94	7,26
Turquia	2,39	2,56	2,54	2,68	3,77	3,02	3,44	3,73	2,68	1,12	1,09	1,23	6,38	4,06	4,84	5,32
Venezuela	3,09	2,78	2,60	2,68	2,16	2,06	2,05	2,12	3,69	1,99	2,12	1,63	5,86	4,05	4,01	3,80

Elaboração dos autores.

O gráfico 2 apresenta, apenas para o Brasil, a evolução das medidas de volatilidade propostas no tempo para cada tipo de fluxo.

GRÁFICO 2
Brasil: evolução das medidas de volatilidade
(Em % do PIB)

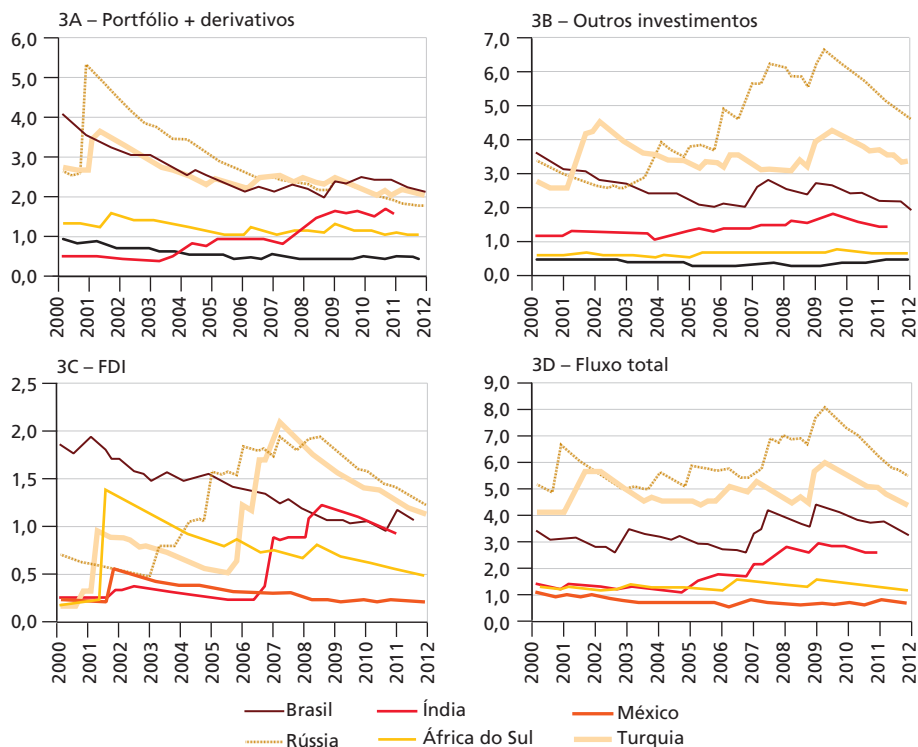




Elaboração dos autores

O gráfico 3 apresenta, para o modelo de média móvel, a evolução da volatilidade, em porcentagem do PIB, para uma seleção de países por tipo de fluxo.

GRÁFICO 3
Evolução da volatilidade – modelo média móvel
 (Em % do PIB)



Elaboração dos autores.

3 MODELO

A volatilidade do fluxo de capital depende de diversos fatores globais e locais. Seguindo Broner e Rigobon (2004) e Alfaro, Kalemli-Ozcan e Volosovych (2005), o foco deste estudo recai sobre medidas relacionadas com a qualidade institucional (governança) e desenvolvimento dos mercados e das instituições financeiras do país. Na falta de um modelo teórico, espera-se que quanto maior governança ou desenvolvimento financeiro menor será a volatilidade do fluxo de capital.⁹

O modelo proposto para análise dos determinantes da volatilidade do fluxo de entrada de capital (portfólio, outros investimentos, FDI e fluxo total) é apresentado na equação (2), na qual: s_{it} é a volatilidade; (α_i) , um efeito fixo de país; (Z) , os indicadores sobre a governança e características do mercado financeiro local; e variáveis de controle (G, L) que descrevem o estado do ambiente econômico global e local. Para evitar críticas quanto à possível endogeneidade de algumas das variáveis explicativas, todas foram defasadas de um trimestre, quando trimestrais, ou de um ano, quando anuais.

$$s_{it} = \alpha_i + \beta G_{i,t-1} + \gamma L_{i,t-1} + \delta Z_{i,t-1} + e_{it} \quad (2)$$

Como estratégia para mitigar a fragilidade dos resultados, devido à variável de volatilidade não ser observada diretamente, à ambiguidade na escolha das variáveis explicativas e à falta de um modelo teórico específico, este modelo foi estimado para quatro medidas de volatilidade, que, por construção, abrangem amostras e definições de volatilidade diferentes.

As variáveis de interesse (Z) correspondem a indicadores de governança do país e de características do sistema financeiro doméstico, que incluem as instituições financeiras, como bancos e seguradoras, e o mercado financeiro de ações, títulos e derivativos.

Em relação à governança, adota-se a primeira componente da decomposição canônica da matriz de covariância dos indicadores de governança do Banco Mundial

9. No entanto, esta assertiva pode não ser necessariamente verdadeira. Por exemplo, um país onde os agentes possam liquidar as suas posições, com menores perdas, por ter mais liquidez, pode ser o mercado escolhido pelos agentes para iniciar a liquidação de suas posições, como reportado em Alfaro, Kalemli-Ozcan e Volosovych (2005), quando da relação positiva entre volatilidade e razão de crédito privado e PIB.

propostos por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009).¹⁰ Estes indicadores incluem o processo pelo qual os governos são selecionados, monitorados e substituídos; a capacidade do governo de formular e implementar políticas sólidas com eficácia; e o respeito às instituições que regem as interações socioeconômicas. Englobam seis grandes dimensões de governança e captam os principais elementos desta definição: *i)* voz e responsabilidade: até que ponto os cidadãos de um país são capazes de participar da escolha do seu governo, bem como a existência de liberdade de expressão, liberdade de associação e de meios de comunicação livres; *ii)* estabilidade política e ausência de violência/terrorismo: a probabilidade de o governo vir a ser desestabilizado por métodos inconstitucionais ou violentos, inclusive terrorismo; *iii)* eficácia do governo: a qualidade dos serviços públicos, a competência da administração pública e sua independência das pressões políticas e a qualidade na formulação das políticas públicas; *iv)* qualidade normativa: a capacidade do governo de formular políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado; *v)* regime de direito: até que ponto os agentes confiam nas regras da sociedade e agem de acordo com elas, incluindo a qualidade da execução de contratos e os direitos de propriedade, além da probabilidade de crime e violência; e *vi)* controle da corrupção: até que ponto o poder público é exercido em benefício privado, incluindo o “aprisionamento” do Estado.

Com relação às características do sistema financeiro doméstico, utilizou-se o banco de dados proposto por Levine *et al.* (2013)¹¹ e disponível no Banco Mundial, que inclui extensiva cobertura das características das instituições financeiras (bancos

10. O Banco Mundial desenvolve indicadores a partir de diferentes aspectos da governança dos países: *i)* governança (GO); *ii)* qualidade regulatória (QR); *iii)* validade da lei (VL); *iv)* controle da corrupção (CC); *v)* estabilidade política (EP); e *vi)* transparência e democracia (TD). Estes indicadores anuais apresentam elevado grau de correlação entre si. Isto sugere a construção de um indicador que sintetiza a informação destes seis itens. Para tal, efetua-se a decomposição canônica da matriz de covariância desses indicadores e define-se a primeira componente deste indicador. Verifica-se que este fator explica 78% da variância total e entre 72% e 92% da variância de cada uma das componentes, como mostra a tabela abaixo.

Efeitos das variáveis de governança (Banco Mundial)	%	Correlação					
		GO	QR	VL	CC	EP	TD
Governança (GO)	0,92	1.00					
Qualidade regulatória (QR)	0,88	0.84	1.00				
Validade da lei (VL)	0,95	0.90	0.83	1.00			
Controle de corrupção (CC)	0,94	0.88	0.84	0.89	1.00		
Estabilidade política (EP)	0,74	0.64	0.62	0.71	0.70	1.00	
Transparência e democracia (TD)	0,72	0.56	0.61	0.67	0.69	0.63	1.00

Elaboração dos autores.

11. O Banco Mundial desenvolve indicadores do sistema financeiro (instituições financeiras e mercado financeiro) de 203 países incluindo medidas de: *i)* tamanho; *ii)* grau de eficiência; e *iii)* estabilidade. Segundo Levine (2005), um grande número de evidências sugere que o sistema financeiro doméstico, incluindo instituições financeiras (bancos e seguradoras) e mercado financeiro (ações, títulos e derivativos), exerce uma grande influência em desenvolvimento econômico, estabilidade econômica e diminuição do nível de pobreza.

e seguradoras) e do mercado financeiro (ações, títulos e derivativos), por meio de medidas de *i*) profundidade; *ii*) eficiência; e *iii*) estabilidade. Entre essas variáveis, foram selecionadas as de maior cobertura temporal. Para medir a profundidade, eficiência e estabilidade do mercado financeiro e instituições financeiras foram utilizados, respectivamente: *i*) capitalização bursátil, volume de crédito privado e volume dos ativos; todas como uma proporção do PIB; *ii*) volume de giro percentual das ações, *spread* entre a taxa de juros de empréstimo e de depósito e índice de Boone, que mede o grau de oligopólio das instituições financeiras; e *iii*) volatilidade do preço das ações, razão entre o capital e o ativos bancários e índice *Z-score*, que mede a distância para o *default*. O quadro 2 resume esta seleção.

QUADRO 2

Indicadores de desenvolvimento financeiro doméstico

	Instituições financeiras (IFs)	Mercado financeiro (MF)
Profundidade	Crédito privado/PIB Ativos bancários/PIB	Capitalização bursátil/PIB
Eficiência	<i>Spread</i> bancário Índice Boone	Volume de giro (%)
Estabilidade	<i>Z-score</i> Capital/ativos	Volatilidade de ações

Fonte: Levine *et al.* (2013).
Elaboração dos autores.

As variáveis de controle referem-se ao ambiente econômico-financeiro global, que é comum a todos os países, e ao ambiente doméstico, a maioria de periodicidade trimestral, extraída de banco de dados do IFS, do Federal Reserve Bank (Fed) e do Chicago Board Option Exchange (CBOE).¹² As variáveis globais são: *i*) liquidez internacional, medida pela relação entre o volume de saída de capital dos Estados Unidos e normalizada pelo PIB; *ii*) volatilidade da liquidez internacional; *iii*) *Treasury* dez anos; *iv*) índice de aversão ao risco (VIX);¹³ e *v*) crescimento real americano (PIB US). As variáveis locais são: *i*) crescimento do PIB real; *ii*) taxa de inflação; *iii*) volatilidade da taxa de inflação; *iv*) reservas internacionais como proporção do PIB; *v*) abertura comercial (soma da exportação e importação como proporção do PIB); e *vi*) abertura financeira.¹⁴

12. A maioria dos dados são trimestrais, e as variáveis que são medidas em termos anuais – governança, medidas do desenvolvimento financeiro e abertura financeira – são repetidas para os quatro trimestres de cada ano. Vale lembrar que todas as variáveis explicativas estão defasadas de um trimestre ou de quatro trimestres, no caso das medidas anuais.

13. O índice VIX é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela CBOE (2009) e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos trinta dias, considerando diversas ponderações sobre opções de preços de exercício.

14. Indicador construído por Chinn e Ito (2008), baseado nos dados publicados pelo FMI – Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (Areaer) –, que inclui diversas variáveis, como a presença de múltiplas taxas de câmbios, restrições nas transações de conta corrente e de conta capital e requerimentos sobre o ingresso de receitas de exportações. O índice corrige certas distorções quanto a intensidade, extensão e efetividade do controle de capitais, estando disponível para 181 países desde 1970.

As diversas definições para a volatilidade admitem hipóteses diferentes e não apresentam uma predominância clara entre elas. Dessa forma, o modelo proposto (2) foi estimado para as quatro versões de medida de volatilidade apresentadas na seção anterior. Em todos os casos, a definição da volatilidade implica correlação serial entre as observações. Por isso foi utilizado o estimador proposto por Driscoll e Kraay (1998), disponível no *stata* na rotina *xtscc*, que corrige os estimadores para a presença de correlação serial de até o *lag* 3.¹⁵

4 RESULTADOS

Uma vez que se está interessado apenas no sinal dos coeficientes significativos, são apresentados, aqui, os resultados de forma resumida¹⁶ para os tipos de fluxo de capital e para as quatro medidas de volatilidade, indicando o sinal do coeficiente significativo diferenciado segundo o seu grau de significância. O modelo foi estimado para diversas seleções de variáveis que medem o grau de desenvolvimento financeiro. A tabela 3 apresenta os resultados de uma seleção particular.¹⁷

TABELA 3
Resumo dos resultados de governança e desenvolvimento financeiro

	FDI				Outros investimentos				Portfólio + derivativos				Fluxo total			
	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA
Atributos de governança	---	--	---	--	---	---	--	---	---	--	-	--	---	---	---	--
Profundidade MF																
Capitalização bursátil/PIB	--	---	---	---	---	---	.	---	---	---	---
Profundidade IF																
Crédito privado/PIB	+++	+++	+++	+++	--	.	.	---	--	--	.	---	+	++	+++	+
Eficiência IF																
<i>Spread</i> /bancário	++	++	++	++	+++	+	++	++	++
Eficiência MF																
Volume de giro (%)	+++	+++	+++	+++	+++	+	.	+++	+++	++	++	+++
Estabilidade IF																
Capital/ativos	++	+	+	.	.	---	---	--	++	.	.	.	++	.	.	.
Estabilidade MF																
Volatilidade de ações/média	+++	++	++	.	.	.	+++	.	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	++

Elaboração dos autores.

Notação: não significativo.

Obs.: +++significativo a 1% e positivo; ++significativo a 5% e positivo; +significativo a 10% e positivo.

---significativo a 1% e negativo; --significativo a 5% e negativo; e -significativo a 10% e negativo.

15. No momento, tem-se conhecimento de dois estimadores para dados em painel que consideram a autocorrelação dos resíduos, que inclui no modelo um termo defasado para o resíduo, mas que, na forma em que se encontra implementado no *stata*, considera apenas uma defasagem, e o estimador proposto por Driscoll e Kraay (1998), que ajusta a matriz de covariância dos estimadores para a autocorrelação de até três defasagens. Optou-se por utilizar o segundo estimador, já que considera um maior número de defasagens. A rigor, apenas mitigou-se o efeito da autocorrelação, pois a volatilidade é, por construção, correlacionada de até dezesseis defasagens.

16. Os resultados completos encontram-se no apêndice A.

17. Os resultados para as demais seleções são qualitativos, como comentado nesta seção.

A partir dos resultados, pode-se chegar às conclusões descritas a seguir.

- 1) Os resultados são, em geral, estáveis para as quatro medidas de volatilidade propostas na seção 2.
- 2) Maior governança do país, menor a volatilidade de todos os tipos de fluxos de entrada de capital.
- 3) Maior profundidade do mercado financeiro (capitalização bursátil/PIB), menor a volatilidade do fluxo de entrada do FDI e do fluxo total.
- 4) Maior estabilidade do mercado financeiro (menor volatilidade da bolsa), menor volatilidade de todos os tipos de fluxo de entrada.
- 5) Maior eficiência das instituições financeiras (menor *spread* bancário), menor a volatilidade do fluxo de entrada de FDI e fluxo total.
- 6) Maior eficiência do mercado financeiro (volume de giro), maior a volatilidade do fluxo de entrada de FDI e fluxo total. Resultado em desacordo com o esperado.
- 7) Maior estabilidade das instituições financeiras (razão capital/ativos dos bancos), menor a volatilidade do fluxo de entrada de outros investimentos e maior a do fluxo de FDI. Este último também inesperado.
- 8) Maior profundidade das IFs (crédito privado/PIB), menor a volatilidade do fluxo de portfólio e derivativos e maior a do fluxo de FDI e total. Este último também em desacordo.

A tabela 4 apresenta o resumo dos resultados para as variáveis de controle.

TABELA 4
Resumo dos resultados das variáveis explicativas

	FDI				Outros investimentos				Portfólio + derivativos				Fluxo total			
	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA
Variáveis globais – comum aos países																
Liquidez internacional	++
Volatilidade de liquidez	+++	++	.	+++	+++	+++	++	+++	++	+	.	+++
Juros	+++	++	.	+	+++	+++	++	+++	++	++	.	.
VIX	++
PIB US	-	--	---	.	--	.	.	.
Variáveis locais – fundamentos																
Abertura financeira	.	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	.	.	.	++	.	++	++	+++
Abertura comercial	++	++	++	++	++	++	+++	+++	+	++	++	++
PIB local	++
Inflação local	-	---	--	++	+	.	++

(Continua)

(Continuação)

	FDI				Outros investimentos				Portfólio + derivativos				Fluxo total			
	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA
Variáveis locais – fundamentos																
Volatilidade da inflação	.	++	++	+++	+++	+++	+++	+++	+	+++	+++	+++	.	+++	++	+++
Reservas/PIB	+++	+++	+++	+++	.	.	.	+	.	+	.	++

Elaboração dos autores.

Notação: Não significativo.

Obs.: +++ significativo a 1% e positivo; ++significativo a 5% e positivo; + significativo a 10% e positivo.

--- significativo a 1% e negativo; --significativo a 5% e negativo; e -significativo a 10% e negativo.

Os resultados mostram algum padrão, conforme resumido adiante.

- 1) A volatilidade do fluxo de FDI não é afetada pelas variáveis globais.
- 2) Para os demais, a volatilidade do fluxo aumenta com a volatilidade da liquidez e com o aumento dos juros americanos (*Treasury* dez anos), não sendo afetado pelo VIX ou PIB US. Este último resultado em desacordo com o esperado.
- 3) Maior abertura financeira e abertura comercial, maior a volatilidade para todos os tipos de fluxo.
- 4) A inflação local não tem efeito sobre a volatilidade dos fluxos, mas a volatilidade da inflação gera uma maior instabilidade doméstica, gerando maior volatilidade de todos os tipos de fluxo.

A tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas do modelo.

TABELA 5
Estatísticas descritivas do modelo

	FDI				Outros investimentos				Portfólio + derivativos				Fluxo total			
	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA	Painel	AR	Média móvel	EWMA
#obs	469	535	500	557	463	529	494	551	463	529	500	551	463	529	494	551
#Pais	17	17	16	17	17	17	16	17	17	17	16	17	17	17	16	17
F	76	486	210	403	254	544	302	250	404	578	475	589	116	393	629	201
P-F	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R ²	0.37	0.39	0.42	0.37	0.35	0.46	0.45	0.41	0.31	0.29	0.24	0.33	0.37	0.41	0.45	0.37

Elaboração dos autores.

Como já foi discutido e mostrado na tabela 5, apesar de a forma de medir a volatilidade implicar resultados diferentes, verificou-se que o resultado é robusto para as diferentes formas de medir a volatilidade do fluxo e que os parâmetros estimados tanto para as medidas de governança quanto para as de desenvolvimento financeiro doméstico apresentam o sinal esperado para a maioria dos casos.

Para avaliar a robustez deste resultado, o modelo foi estimado para outras combinações de medidas do desenvolvimento financeiro, e estes resultados estão apresentados de forma sumária na tabela 6. Em todos os casos, o coeficiente possui o mesmo sinal para as diferentes medidas de volatilidade, e, portanto, os resultados podem ser simplificados, indicando um resultado único. Assim, foi considerada uma medida significativa quando tem efeito significativo para pelo menos três das quatro medidas de volatilidade.

A tabela 6 mostra também que o efeito da profundidade das instituições financeiras sobre a volatilidade do fluxo de FDI e do fluxo total não se modifica quando se troca a variável de medida. Da mesma forma, o efeito da estabilidade das instituições financeiras também não se modifica, resultado que requer mais investigação.

TABELA 6
Análise de sensibilidade do modelo

Versão		FDI				Outros investimentos				Portfólio + derivativos				Fluxo total			
		A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
Profundidade MF	Capitalização bursátil/PIB	-	-	-	-					+	-	-	-	-	-	-	-
	Crédito privado/PIB	+			+				-			-	+				+
Profundidade IF	Ativos bancários/PIB		+	+			+	+			-				+	+	
	Índice Boone					-				+							
Eficiência IF	Spread bancário			+	+	+										+	+
	Volume de giro (%)	+	+	+	+	+		+						+	+	+	+
Estabilidade IF	Z-score				+		-	-		+		+					+
	Capital/ativos		+		+		-	-		+					+		
Estabilidade MF	Volatilidade de ações		+		+	+	+			+	+	+	+	+	+	+	+

Elaboração dos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Recentemente, o debate sobre os fluxos de capital para as economias emergentes retornou à pauta dos gestores de políticas públicas e trouxe diversos desafios relacionados ao gerenciamento de política macroeconômica e à melhor forma de se apropriar dos benefícios relacionados à entrada do fluxo de capital, limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica. Essa conjuntura tem sido motivada por preocupações quanto a aquecimento econômico, competitividade externa, estabilidade financeira e custo de esterilização da acumulação de reservas internacionais e à política monetária expansiva adotada nas economias desenvolvidas entre outros.

O capítulo propõe um modelo de painel para os determinantes da volatilidade do fluxo de entrada de capital para um grupo de dezoito economias emergentes no período 2000-2011. Ao contrário de outros estudos similares, o estudo avalia a robustez do modelo em relação a diferentes medidas de volatilidade; analisa vários tipos de fluxo de capital; e enfatiza o papel dos indicadores de qualidade institucional do governo (governança) e desenvolvimento do sistema financeiro doméstico (IFs como bancos e seguradoras, bem como mercado de capital – ações, títulos e derivativos).

As dezoito economias emergentes analisadas (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, República Tcheca, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Tailândia, Turquia e Venezuela) representavam, em janeiro de 2013, aproximadamente 95% do índice EMBIG, além de serem classificadas como as maiores economias emergentes para fluxo de capital internacional, segundo o relatório do BIS (2009).

Os principais resultados sugerem uma redução da volatilidade do fluxo de capital mediante a adoção de políticas voltadas para melhorias na qualidade institucional do governo e que promova desenvolvimento, estabilidade e eficiência do sistema financeiro doméstico.

Entre os atributos de governança, destacam-se uma maior eficácia do governo, com qualidade na formulação das políticas e dos serviços públicos e competência e independência da administração pública às pressões políticas; uma maior transparência, que inclui liberdade de expressão e meios de comunicação livres; um regime de direito que inclui a qualidade da execução de contratos, direitos de propriedade, o controle da corrupção e a qualidade normativa que identifica a capacidade do governo de desenvolver políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado.

Em relação a medidas de desenvolvimento do sistema financeiro doméstico, destacam-se políticas de desenvolvimento, estabilidade e eficiência das instituições e mercados financeiros, como incentivos voltados ao aumento do volume e da competitividade do mercado financeiro doméstico, contínuo acompanhamento da estabilidade das IFs, com adoção de índices conservadores de adequação de capital e risco, além da promoção de eficiência das IFs, com políticas que visem à contínua diminuição do *spread* bancário.

REFERÊNCIAS

- ALFARO, L.; KALEMLI-OZCAN, S.; VOLOSOVYCH, V. **Capital flows in a globalized world: the role of policies and institutions**. 2005 (NBER Working Paper, n. 11696).
- BEKAERT, G.; HARVEY, C.; LUNDBLAD, C. **Growth volatility and financial liberalization**. 2004 (NBER Working Paper, n. 10560).
- BIS – BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. **Capital flows and emerging market economies**. Basel, Switzerland: Committee on the Global Financial System, 2009 (CGFS Papers, n. 33).
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.
- BRONER, F. A.; RIGOBON, R. **Why are capital flows so much more volatile in emerging than in developing countries?** 2004. Disponível em SSRN: <<http://goo.gl/qIe7DB>>.
- BROTO, C.; DIAZ-CASSOU, J.; ERCE-DOMINGUEZ, A. Measuring and explaining the volatility of capital flows to emerging countries. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, p. 1941-1953, 2011.
- CALVO, G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. **IMF staff papers**, v. 40, n. 1, 1993.
- _____. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 2, p. 123-139, Spring 1996.
- CBOE – CHICAGO BOARD OPTIONS EXCHANGE. **The CBOE volatility index® – VIX®**. 2009.
- CHINN, M.; ITO, H. A new measure of financial openness. **Journal of Comparative Policy Analysis**, v. 10, n. 3, p. 307-320, 2008.
- DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.
- EICHENGREEN, B.; MODY, A. Interest rates in the North and capital flows to the South: is there a missing link? **International Finance**, v. 1, n. 1, p. 35-57, 1998.
- ENGLE, R.; RANGEL, G. The spline GARCH model for unconditional volatility and its global macroeconomic causes. **Review of Financial Studies**, v. 21, n. 3, p. 1187-1222, 2008.

FERNÁNDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: push or pull? **Journal of development economics**, v. 48, n. 2, p. 389-418, 1996.

FERRUCCI, G. *et al.* Understanding capital flows to emerging market economies within a push/pull framework? **Bank of England financial stability review**, June 2004.

FORBES, K.; WARNOCK, F. **Capital flow waves**: surges, stops, flight and retrenchment. 2011 (NBER Working Paper, n. 17.351).

FRATZSCHER, M. **Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis**. 2011 (NBER Working Paper, n. 17.357).

HULL, J. **Option futures and other derivatives**. 1996.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Financial market turbulence**: causes, consequences, and policies. Global Financial Stability Report, Apr., 2007.

_____. **Balance of payments and international investment position manual (BPM6)**. 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/QBKdOS>>.

J. P. MORGAN. EMBI global and EMBI global diversified. Rules and methodology. **Emerging markets research**, 2004.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance matters VIII**: aggregate and individual governance indicators, 1996-2008. World Bank Policy Research, June 29, 2009 (Working Paper, n. 4.978). Disponível em SSRN: <<http://goo.gl/JhdI4E>>.

LEVINE, R. Finance and growth: theory and evidence. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of economic growth**. 1. ed. 2005. v. 1, cap. 12. p. 865-934.

LEVINE, R. *et al.* **Financial development in 205 economies, 1960 to 2010**. 2013 (NBER Working Paper, n. 18.946).

MILESI-FERRETTI, G. M.; TILLE, C. The great retrenchment: international capital flows during the global financial crisis. **Economic policy**, v. 26, n. 66, p. 289-346, 2011.

NEUMANN, R.; PENL, R.; TANKU, A. Volatility of capital flows and financial liberalization: do specific flows respond differently? **International review of economics & finance**, v. 18, n. 3, p. 488-501, 2009.

APÊNDICE A

A tabela A.1 apresenta os resultados completos do modelo proposto para cada tipo de fluxo.

TABELA A.1
Modelos propostos para cada tipo de fluxo

	FDI											
	Painel			AR			Média móvel			EWMA		
	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p
Liquidez internacional	5.27	0.45	0.66	11.81	1.14	0.27	13.54	1.12	0.28	11.10	1.08	0.30
Volatilidade de liquidez	23.71	0.25	0.80	48.00	0.68	0.51	38.66	0.47	0.64	84.24	1.46	0.16
Juros US	0.40	1.15	0.27	0.17	0.77	0.45	0.13	0.41	0.69	0.15	0.66	0.52
VIX	-0.02	-0.59	0.56	-0.03	-1.30	0.21	-0.04	-1.40	0.18	-0.03	-1.42	0.17
PIB US	-0.15	-1.37	0.19	-0.01	-0.10	0.92	0.02	0.23	0.82	0.01	0.10	0.92
PIB local	-0.01	-0.14	0.89	-0.04	-0.76	0.46	-0.06	-0.77	0.45	-0.07	-1.47	0.16
Inflação local	0.00	-0.04	0.97	-0.09	-1.34	0.20	-0.07	-0.95	0.36	-0.06	-1.18	0.26
Volatilidade de inflação	0.02	1.45	0.17	0.01	2.34	0.03	0.01	2.65	0.02	0.01	3.01	0.01
Reservas/ importação	0.33	0.91	0.38	0.32	1.19	0.25	0.36	1.20	0.25	0.36	1.50	0.15
Abertura comercial	56.58	2.85	0.01	38.03	2.56	0.02	51.35	2.54	0.02	35.19	2.57	0.02
Governança	-4.94	-3.07	0.01	-3.54	-2.86	0.01	-4.14	-3.06	0.01	-2.96	-2.69	0.02
Abertura financeira	-0.16	-0.72	0.48	0.70	3.09	0.01	0.75	3.39	0.00	0.62	3.28	0.01
Capitalização bursátil/PIB	-0.03	-2.32	0.03	-0.04	-3.75	0.00	-0.04	-3.67	0.00	-0.03	-3.31	0.00
Crédito privado/ PIB	0.13	5.11	0.00	0.17	4.48	0.00	0.19	4.45	0.00	0.12	5.17	0.00
Spread bancário	0.28	2.13	0.05	0.34	2.67	0.02	0.40	2.70	0.02	0.32	2.87	0.01
Volume de giro (%)	0.05	3.62	0.00	0.03	3.06	0.01	0.04	3.19	0.01	0.03	3.55	0.00
Capital/ativos	0.70	2.60	0.02	0.39	1.92	0.07	0.43	1.82	0.09	0.31	1.61	0.13
Volatilidade de ações/média	0.10	4.42	0.00	0.04	2.44	0.03	0.05	2.72	0.02	0.03	1.39	0.18
const	-24.70	-4.02	0.00	-19.57	-3.79	0.00	-23.30	-3.74	0.00	-16.16	-3.31	0.00
Liquidez internacional	-0.59	-0.17	0.87	0.46	0.26	0.80	3.93	2.13	0.05	1.46	0.69	0.50
Volatilidade de liquidez	91.24	3.94	0.00	31.73	2.15	0.05	-13.00	-0.59	0.57	43.75	4.33	0.00
Juros US	0.29	4.39	0.00	0.12	2.32	0.03	0.11	1.45	0.17	0.08	2.04	0.06
VIX	0.02	2.44	0.03	0.01	1.29	0.22	0.01	1.26	0.23	0.01	1.29	0.22
PIB US	0.01	0.18	0.86	0.00	-0.04	0.97	-0.04	-1.19	0.25	-0.02	-0.61	0.55

(Continua)

(Continuação)

	FDI											
	Painel			AR			Média móvel			EWMA		
	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p
PIB local	0.00	0.06	0.96	-0.01	-0.62	0.54	-0.03	-1.64	0.12	-0.02	-1.41	0.18
Inflação local	-0.05	-1.55	0.14	-0.03	-1.81	0.09	-0.06	-3.07	0.01	-0.04	-2.56	0.02
Volatilidade de inflação	0.00	3.36	0.00	0.00	9.12	0.00	0.01	7.32	0.00	0.00	9.57	0.00
Reservas/importação	0.41	4.85	0.00	0.38	8.05	0.00	0.37	7.18	0.00	0.31	5.28	0.00
Abertura comercial	13.35	2.72	0.02	6.21	2.67	0.02	10.37	3.04	0.01	9.59	2.97	0.01
Governança	-0.99	-2.97	0.01	-0.49	-3.67	0.00	-0.27	-2.24	0.04	-0.64	-2.99	0.01
Abertura financeira	0.25	3.66	0.00	0.32	7.36	0.00	0.36	8.03	0.00	0.29	4.79	0.00
Capitalização bursátil/PIB	-0.01	-3.16	0.01	0.00	1.00	0.33	0.00	0.53	0.61	0.00	0.08	0.94
Credito privado/PIB	-0.02	-2.39	0.03	0.00	-0.15	0.89	0.01	1.16	0.27	-0.01	-3.21	0.01
Spread bancário	0.09	3.21	0.01	0.00	0.26	0.80	0.01	0.45	0.66	0.02	1.15	0.27
Volume de giro (%)	0.02	3.27	0.01	0.01	1.83	0.09	0.00	1.02	0.33	0.01	3.13	0.01
Capital/ativos	-0.03	-0.36	0.72	-0.25	-5.66	0.00	-0.21	-3.90	0.00	-0.10	-2.27	0.04
Volatilidade de ações/média	-0.01	-1.40	0.18	0.01	1.18	0.26	0.02	2.94	0.01	-0.01	-1.71	0.11
const	-1.16	-1.21	0.24	1.93	2.85	0.01	1.12	1.23	0.24	1.17	2.17	0.05
Liquidez internacional	0.06	0.03	0.98	0.44	0.17	0.86	2.04	1.04	0.32	-0.13	-0.06	0.95
Volatilidade de liquidez	67.12	3.48	0.00	70.89	3.23	0.01	46.39	2.32	0.04	102.05	6.68	0.00
Juros US	0.31	4.90	0.00	0.33	4.51	0.00	0.21	2.89	0.01	0.20	4.08	0.00
VIX	0.00	0.55	0.59	0.01	0.88	0.39	0.00	0.22	0.83	0.00	0.30	0.77
PIB US	-0.06	-2.01	0.06	-0.06	-2.70	0.02	-0.06	-4.18	0.00	-0.01	-0.47	0.65
PIB local	0.06	2.79	0.01	0.03	1.02	0.32	0.03	1.37	0.19	0.03	1.35	0.20
Inflação local	0.04	2.50	0.02	0.02	1.81	0.09	0.02	1.15	0.27	0.03	2.35	0.03
Volatilidade de inflação	0.01	1.94	0.07	0.00	4.71	0.00	0.00	3.82	0.00	0.01	8.21	0.00
Reservas/importação	-0.12	-1.66	0.12	0.00	-0.05	0.96	-0.04	-0.42	0.68	0.13	1.94	0.07
Abertura comercial	-1.75	-0.33	0.75	5.47	1.19	0.25	5.90	1.23	0.24	6.23	1.37	0.19
Governança	-1.91	-4.88	0.00	-1.01	-2.43	0.03	-0.83	-1.99	0.07	-1.04	-2.23	0.04
Abertura financeira	-0.01	-0.07	0.95	0.25	1.68	0.11	0.05	0.35	0.73	0.35	2.58	0.02
Capitalização bursátil/PIB	0.00	-0.49	0.63	-0.01	-1.71	0.11	-0.01	-3.06	0.01	0.00	-1.18	0.26
Crédito privado/PIB	-0.03	-2.75	0.01	-0.03	-2.65	0.02	-0.01	-0.56	0.58	-0.05	-5.15	0.00
Spread bancário	-0.02	-0.62	0.54	0.01	0.55	0.59	0.03	1.10	0.29	0.04	1.59	0.13
Volume de giro (%)	0.01	1.19	0.25	0.00	0.69	0.50	0.00	0.22	0.83	0.01	1.71	0.11

(Continua)

(Continuação)

	FDI											
	Painel			AR			Média móvel			EWMA		
	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p	Coefficiente	Test-t	Valor-p
Capital/ativos	0.15	2.48	0.03	0.02	0.24	0.81	0.09	0.94	0.37	0.02	0.20	0.84
Volatilidade de ações/média	0.03	4.16	0.00	0.04	4.02	0.00	0.04	4.02	0.00	0.01	2.91	0.01
const	-0.40	-0.40	0.69	-0.62	-0.47	0.65	-1.31	-0.91	0.38	0.29	0.26	0.80
Liquidez internacional	3.55	0.27	0.79	8.75	0.79	0.44	13.94	1.29	0.22	8.82	0.77	0.45
Volatilidade de liquidez	1.69	2.41	0.03	148.51	2.01	0.06	61.54	0.73	0.48	174.68	3.34	0.00
Juros US	0.83	2.43	0.03	0.58	2.28	0.04	0.36	1.10	0.29	0.32	1.29	0.21
VIX	0.02	0.48	0.64	-0.01	-0.46	0.65	-0.03	-1.14	0.27	-0.01	-0.52	0.61
PIB US	-0.13	-2.15	0.05	-0.10	-1.69	0.11	-0.08	-1.34	0.20	-0.03	-0.43	0.67
PIB local	0.04	0.54	0.60	0.00	0.01	0.99	-0.02	-0.20	0.84	-0.03	-0.52	0.61
Inflação local	-0.04	-0.52	0.61	-0.06	-1.05	0.31	-0.08	-1.06	0.31	-0.03	-0.59	0.56
Volatilidade de inflação	0.02	1.63	0.12	0.01	2.94	0.01	0.01	2.20	0.04	0.01	3.49	0.00
Reservas/importação	0.72	1.69	0.11	0.54	1.90	0.08	0.53	1.66	0.12	0.73	2.67	0.02
Abertura comercial	57.12	2.05	0.06	45.54	2.42	0.03	55.69	2.27	0.04	42.79	2.23	0.04
Governança	-6.78	-3.70	0.00	-4.08	-3.06	0.01	-4.57	-3.10	0.01	-3.81	-2.75	0.01
Abertura financeira	0.10	0.39	0.70	0.83	2.44	0.03	0.86	2.85	0.01	1.03	3.27	0.01
Capitalização bursátil/PIB	-0.04	-3.46	0.00	-0.03	-3.37	0.00	-0.04	-3.86	0.00	-0.03	-3.18	0.01
Crédito privado/PIB	0.05	1.75	0.10	0.10	2.66	0.02	0.16	4.08	0.00	0.04	2.07	0.06
Spread bancário	0.28	1.97	0.07	0.27	2.35	0.03	0.34	2.29	0.04	0.28	2.34	0.03
Volume de giro (%)	0.06	3.45	0.00	0.03	2.24	0.04	0.03	2.21	0.04	0.04	3.39	0.00
Capital/ativos	0.82	2.47	0.03	0.32	1.29	0.21	0.43	1.61	0.13	0.27	1.08	0.30
Volatilidade de ações/média	0.09	4.20	0.00	0.09	4.54	0.00	0.11	4.61	0.00	0.05	2.39	0.03
Cons.	-24.7	-4.45	0.00	-18.96	-3.70	0.00	-22.38	-3.35	0.00	-14.81	-2.73	0.02

Elaboração dos autores.

CAMINHOS PARA O INVESTIMENTO PRIVADO NAS ECONOMIAS EMERGENTES: AS CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS E OS *SPREADS* CORPORATIVOS¹

Katia Rocha²
Ajax Moreira³
Gabriel Fiuza⁴
Marcelo Pessoa⁵

1 INTRODUÇÃO

Desde o início da década de 2000, diversos países emergentes se beneficiaram de políticas de estabilização macroeconômica, sustentabilidade fiscal e abertura comercial e financeira. Estas políticas foram implementadas, em sua maioria, durante o ciclo favorável de liquidez internacional iniciado em 2003, com taxas de juros americanas abaixo de sua média de longo prazo e baixa aversão ao risco internacional (VIX)⁶ até meados de 2008, como ilustra o gráfico 1.

De acordo com o relatório de estabilidade financeira global – *Global Financial Stability Report* (GFSR) – publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) em outubro de 2007 (IMF, 2007), entre as políticas de estabilização nos mercados emergentes, destacam-se:

- acumulação de reservas;
- redução de gastos públicos, visando ao *superavit* primário;
- estabilização de preços e comprometimento com o ajuste fiscal;
- melhoria na composição e no gerenciamento estratégico da dívida pública, seja alongando a maturidade, seja diminuindo o estoque indexado à moeda estrangeira;

1. Este estudo foi publicado em julho de 2014, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1978.

2. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea.

4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea.

5. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

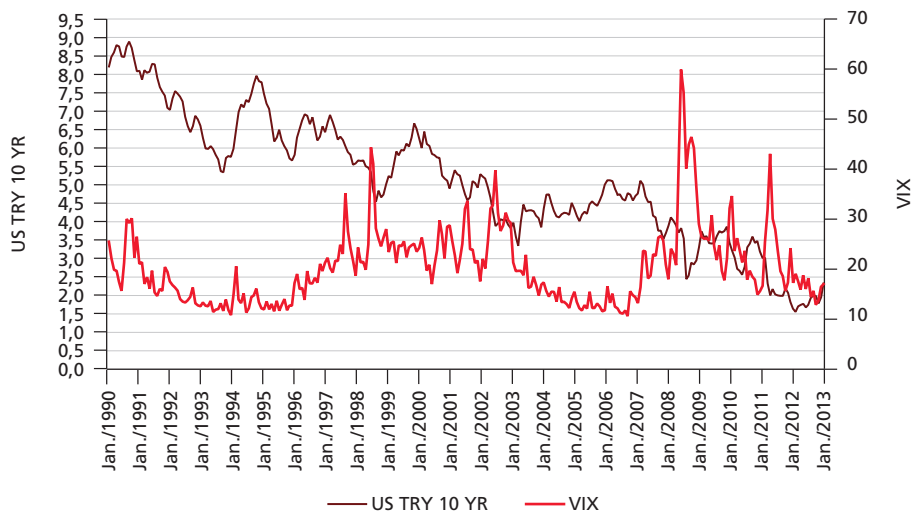
6. O índice VIX é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Introduzido em 1993 pela Chicago Board Option Exchange (CBOE, 2009), consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice Standard & Poor's (S&P) 500 para os próximos trinta dias, considerando-se diversas ponderações sobre preços de opções de diversas maturidades.

- abertura comercial e financeira, via programas de emissões em moeda local no mercado externo;
- desenvolvimento do sistema financeiro doméstico e ampliação da base de investidores, através de políticas de desenvolvimento, estabilidade e eficiência do sistema financeiro doméstico – entre elas, a adoção de índices conservadores de adequação de capital e risco, como o índice de Basileia;
- gradativa liberalização financeira da conta de capital, objetivando a melhor forma de se apropriar dos benefícios relacionados à entrada do fluxo de capital e limitando os riscos de instabilidade financeira e macroeconômica; e, finalmente,
- adoção de diversos conceitos de qualidade e melhoria das características institucionais do país – como eficiência do governo, qualidade na formulação das políticas e dos serviços públicos, e qualidade normativa –, que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado, o controle da corrupção, a transparência e a responsabilização.

GRÁFICO 1

Taxas de juros americanas com prazo de dez anos e VIX (1990-2013)

(Em %)



Fonte: US Federal Reserve Board e CBOE.

Esse cenário de liquidez elevada possibilitou o acesso de diversas empresas emergentes ao mercado financeiro internacional, aumentando tanto sua base de investidores quanto a maturidade de suas captações. Segundo relatório de J. P. Morgan (2013), em junho de 2013 o estoque de títulos corporativos emitidos por empresas emergentes no mercado externo ultrapassou o montante de US\$ 1 trilhão.

Isto representava, aproximadamente, 80% do estoque da dívida externa total dos países emergentes, igualando-se ao estoque de títulos corporativos de alto rendimento (*high yield*) emitidos por empresas americanas de grau especulativo.

Entre os motivos que justificam o aumento da oferta no número de emissões de títulos corporativos de empresas emergentes no mercado internacional, destaca-se a disponibilidade de linhas de crédito de longo prazo a juros mais baixos, se comparados aos do mercado doméstico; o baixo volume de crédito, o pouco acesso a ele e o tamanho reduzido da base de investidores no mercado financeiro doméstico, comparativamente aos países desenvolvidos; e o rápido crescimento de empresas globalizadas com domicílio em países emergentes. Do ponto de vista da demanda, podem-se citar: a estabilidade macroeconômica das economias emergentes; a obtenção do *status* de grau de investimento; a gradual redução da dívida externa; os juros atraentes dos títulos corporativos, se comparados às baixas taxas de juros praticadas pelos países desenvolvidos; e as possíveis estratégias de diversificação de risco.

Este estudo se diferencia dos demais trabalhos da literatura de determinantes do *spread* de risco de crédito de empresas emergentes, uma vez que o objetivo recai na análise do papel de características institucionais do país (governança) e do sistema financeiro doméstico (desenvolvimento, eficiência, estabilidade e abertura de capital) nos determinantes dos *spreads* de títulos corporativos emergentes emitidos no mercado internacional em dólar.

Propõe-se um modelo econométrico de painel com os *spreads* do Corporate Emerging Markets Bond Index Broad Diversified (Cembi Broad Diversified) entre 2002 e 2011 para vinte economias emergentes.⁷ Os países analisados – África do Sul, Argentina, Brasil, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Rússia, Singapura, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela – constituíam 80% do Cembi Broad Diversified em junho de 2013.

A especificação dos modelos propostos neste estudo parte do princípio de que, na presença de um mesmo choque externo, observa-se uma resposta diferenciada nos *spreads* corporativos de cada país, que vai além do impacto nos respectivos *spreads* soberanos, como mencionado em Cavallo e Valenzuela (2010), Keller e Mody (2010) e Zinna (2011). Este argumento foi inicialmente sugerido em Calvo (2003), que ressalta o papel dos fundamentos domésticos como multiplicadores de choques externos e indica as limitações dos modelos lineares em que os *spreads* respondem igualmente a um mesmo choque.⁸

7. A escolha da amostra de países se baseou na disponibilidade de dados mensais dos índices Cembi Broad Diversified e Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG) no banco de dados do J. P. Morgan.

8. Como mencionado em Calvo (2003, p. 25): "*domestic factors could be powerful multipliers of external shocks. The problem for the econometrician is that nonlinearities imply that, faced with the same external shock, some economies enter into deep crisis, while others escape totally unscathed*".

A próxima seção apresenta a revisão bibliográfica; a terceira, o modelo proposto; a seção 4 traz os resultados; a seção 5 ressalta recomendações de política para a economia brasileira; e a última seção apresenta as considerações finais e as possíveis extensões.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Em comparação à literatura de determinantes de risco-país, há ainda poucos trabalhos empíricos sobre os determinantes dos *spreads* de títulos corporativos emitidos por empresas de economias emergentes. Tais estudos se justificam do ponto de vista do governo, na medida em que possibilitam a recomendação de políticas públicas que incentivam a captação a taxas de juros menores, atraindo o capital privado para setores carentes de investimentos, como o de infraestrutura.

O *spread* de um título corporativo, sujeito ao risco de crédito, é definido como a diferença entre as taxas de retorno de um título com risco e um título livre de risco de características similares – usualmente, um título do governo. Na literatura econômica e financeira, os modelos teóricos de risco de crédito diferem na forma como são modeladas a probabilidade do evento de *default* e a respectiva taxa de recuperação a tal evento. Existem, basicamente, duas categorias principais: modelos estruturais e de forma reduzida.

Nos modelos estruturais, inicialmente propostos por Merton (1974), aperfeiçoados por Black e Cox (1976), Longstaff e Schwartz (1995), Saá-Requejo e Santa Clara (1999), entre outros, a análise de ativos contingentes para apreçamento de opções é utilizada. Considera-se o título com risco como um derivativo em que o valor dos ativos da empresa evolui segundo um processo estocástico, o qual depende de condições econômicas e financeiras de solvência do emissor, com probabilidade de conduzir ao evento de *default* caso se desloque para abaixo de determinado nível.

De forma reduzida, nos modelos propostos inicialmente por Jarrow e Turnbull (1995) e expandidos por Duffie (1999) e Duffie e Singleton (1999), entre outros, a probabilidade de *default* é uma variável exógena, usualmente calibrada através de dados de mercado. Nestes modelos, o *spread* segue um processo estocástico, que usualmente não se relaciona explicitamente com o estado econômico-financeiro do emissor, podendo, entretanto, depender de variáveis indicadoras da percepção de risco local e global.

Na literatura, existem diversos trabalhos sobre os determinantes de *spreads* corporativos nos mercados desenvolvidos. Porém, apenas recentemente a questão sobre determinantes dos *spreads* corporativos de empresas emergentes tem sido analisada.

Ferri e Liu (2002) concluem, a partir de amostra de 547 firmas em 46 países (desenvolvidos e em desenvolvimento) no período 1997-1999, que os riscos soberanos possuem efeito significativo na determinação dos *ratings* corporativos de empresas de economias emergentes. Por sua vez, variáveis específicas destas firmas, como indicadores econômico-financeiros de risco de crédito, representam papel insignificante.

Durbin e Ng (2005) analisam a relação entre os *spreads* de 116 títulos de empresas emergentes emitidos no mercado internacional em moeda estrangeira, contemplando quatorze países entre 1995 e 2000. Concluem que a regra de teto soberano⁹ não é inteiramente aplicada pelos agentes de mercado, em especial nas empresas exportadoras de grande porte.

Grandes, Panigo e Pasquini (2007) analisam os determinantes dos *spreads* de 72 títulos corporativos emitidos no mercado internacional de empresas de quatro países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México) entre 1996 e 2004. Os autores utilizam uma versão estendida do modelo estrutural, estimada através do método de painel, controlando os efeitos de variáveis econômico-financeiras das firmas e de fundamentos macroeconômicos. Assim como Ferri e Liu (2002), os resultados de Grandes, Panigo e Pasquini (2007) indicam que os *spreads* soberanos possuem maior poder explicativo acerca dos determinantes dos *spreads* corporativos que os fatores específicos das empresas.

Borensztein, Cowan e Valenzuela (2007) estudaram a importância dos riscos soberanos nos *ratings* corporativos em emissões internacionais de empresas de mercados emergentes entre 1995 e 2004, por meio de painel desbalanceado de 509 empresas não financeiras para trinta países. Após controlarem variáveis econômico-financeiras das firmas, setores econômicos e fundamentos macroeconômicos do país, concluem pelo alto e persistente impacto dos riscos soberanos nas emissões dos títulos corporativos. Os autores classificam tal fato como uma externalidade negativa e assimétrica,¹⁰ que aumenta o custo de captação das empresas do setor privado dos países emergentes.

Cavallo e Valenzuela (2010) analisam os determinantes dos *spreads* corporativos de 139 títulos de captação no mercado internacional de dez economias emergentes – seis na América Latina e quatro no Leste Asiático – entre 1999 e 2006. Concluem que fatores específicos das empresas, bem como fatores macroeconômicos e globais, determinam os *spreads* corporativos. Sugerem que os *spreads* corporativos respondem, em maior escala e de forma assimétrica, a um aumento dos *spreads* soberanos e dos fatores de riscos globais.

Keller e Mody (2010) estudam os determinantes dos *spreads* de 224 títulos emitidos no mercado internacional por corporações de nove países emergentes. Constatam que são principalmente os fatores idiossincráticos das empresas que determinam os *spreads* destes títulos, embora os fatores macroeconômicos também o façam.

9. A regra de teto soberano (*sovereign ceiling rule*), utilizada, de forma razoavelmente estrita, até meados de 2001, pelas agências internacionais de classificação de risco, estabelece que nenhum emissor de determinado país seja classificado com *rating* melhor – e, portanto, obtenha *spreads* menores – que a do respectivo risco soberano do país em questão.

10. O impacto nos *spreads* corporativos é mais que o dobro do impacto nos *spreads* soberanos no caso de um rebaixamento do risco soberano.

Finalmente, Zinna (2011) analisa, entre 2004 e 2009, a sensibilidade dos *spreads* corporativos e soberanos de economias emergentes à aversão ao risco internacional, através de um modelo de painel bayesiano. O autor utiliza os *spreads* dos índices Corporate Emerging Markets Bond Index (Cembi) e Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG), agrupando os países nas seguintes regiões: América Latina, Europa emergente, Ásia e Oriente Médio. Sua conclusão é que os fatores de risco globais levaram a diferentes impactos nos *spreads*, especialmente nos períodos de crise. Os *spreads* relativos às corporações foram mais atingidos que os *spreads* soberanos em todos os mercados emergentes, em especial, na Europa emergente.

De forma geral, todos os trabalhos citados têm dois objetivos principais: *i)* analisar o papel dos *spreads* e dos riscos soberanos nos seus correspondentes pares corporativos, o que permeia discussões sobre a constatação ou não da regra do teto soberano; e *ii)* analisar a importância do risco soberano *vis-à-vis* variáveis específicas que reflitam condicionantes econômico-financeiros das firmas, o que implica validar modelos de natureza estrutural.

No entanto, os trabalhos mencionados não sugerem alternativas de políticas públicas de forma a diminuir a vulnerabilidade das empresas emergentes em períodos de crise e turbulência do mercado internacional. Este tema se justifica, pois, na crise, observa-se que alguns *spreads* corporativos são mais afetados que outros, apresentando efeitos assimétricos, se comparados com os *spreads* soberanos das respectivas economias emergentes.

3 MODELO

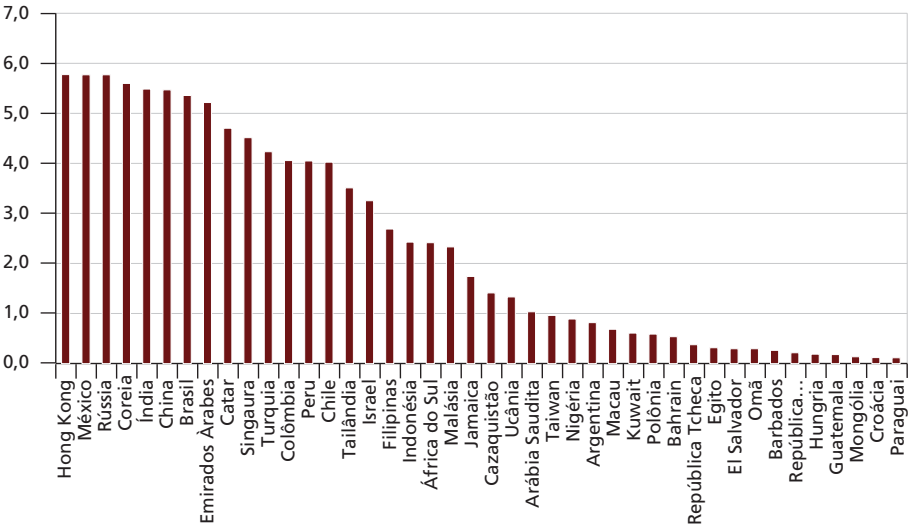
A introdução recente do Cembi, índice criado pelo banco de investimentos J. P. Morgan em 2008 (J. P. Morgan, 2008), é um padrão de referência útil para o acompanhamento da rentabilidade dos títulos corporativos de diversos países emergentes. O Cembi é composto por títulos corporativos emitidos em dólar por empresas de países emergentes desde janeiro de 2002, ponderado pela capitalização de mercado. Tal índice segue a metodologia e a elegibilidade da já consagrada família de índices Emerging Markets Bond Index (Embi) ou EMBIG (J. P. Morgan, 2004). Sua confecção é bastante criteriosa na inclusão de títulos de alta liquidez. Representativo no mercado, o Cembi é considerado um bom instrumento para a análise e a comparação de desempenho de títulos corporativos entre os diversos países emergentes que o compõem.

Em setembro de 2013, o Cembi Broad Diversified, uma categoria mais ampla que inclui mais países e títulos, era composto por 458 empresas e 993 títulos, totalizando 42 países emergentes com valor de face de US\$ 260 bilhões, como ilustra o gráfico 2. Em junho de 2013, corporações da Ásia, da América Latina, da Europa, do Oriente Médio e da África correspondiam a, respectivamente, 36,5%, 34,8%, 18,8%, 8,3% e 1,6% do índice, como ilustra o gráfico 3.

GRÁFICO 2

Cembi Broad Diversified – composição do índice por país (set./2013)

(Em %)

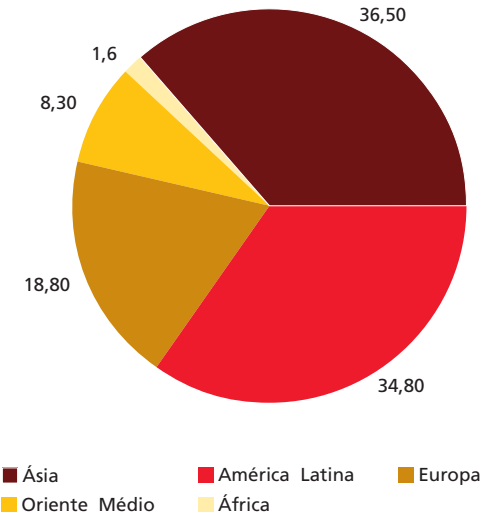


Fonte: J. P. Morgan (2013).

GRÁFICO 3

Cembi Broad Diversified – composição do índice por localização geográfica (jun./2013)

(Em %)



Fonte: J. P. Morgan (2013).

Admite-se que o risco corporativo depende do risco global, do risco soberano, dos fundamentos macroeconômicos locais e de características institucionais do governo e do sistema financeiro doméstico – abertura, desenvolvimento, estabilidade e eficácia –, como descrito pela equação (1).¹¹

$$CEMBI_{it} = l_i + dX_{it-1} + (g + bF_{it})VIX_t + aEMBIG_{it} + u_{it} \quad (1)$$

A variável dependente corresponde ao *spread* do índice Cembi do país i no mês t ; l_i corresponde ao efeito fixo; X_{it} corresponde às variáveis de controle do país i ;¹² a variável VIX corresponde ao índice de aversão ao risco; a variável F_{it} corresponde a características institucionais (desenvolvimento, abertura, estabilidade e eficácia do sistema financeiro doméstico, bem como governança do país emergente em questão); e, finalmente, a variável $EMBIG_{it}$ equivale ao risco soberano. Neste modelo, o coeficiente (a) mede o grau de transferência do risco soberano ($EMBIG$) sobre o risco corporativo ($Cembi$). O parâmetro (b) corresponde ao efeito das características institucionais (F) sobre a sensibilidade do Cembi ao risco global (VIX).¹³ A variável dependente ($Cembi$), o risco soberano ($EMBIG$) e o risco global (VIX) estão disponíveis mensalmente, enquanto as variáveis dos fundamentos e as de controle estão disponíveis anualmente. A menor variabilidade temporal das características institucionais motivou a análise do efeito de cada uma destas variáveis isoladamente.

Em relação à governança, adotou-se a primeira componente da decomposição canônica da matriz de covariância dos indicadores de governança do Banco Mundial proposta por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010).¹⁴ Tais indicadores incluem o processo pelo qual os governos são selecionados, monitorados e substituídos; a

11. Retiraram-se da amostra valores acima do percentil de 95% da distribuição dos *spreads* do índice Cembi ou EMBIG, na constatação de que estes valores no período analisado corresponderam a momentos de *default* e podem ser interpretados como *outliers*, prejudicando a estimação do modelo. É importante observar que entre os requisitos de elegibilidade dos títulos que compõem cada índice do país estão aqueles que possuem valor de face residual maior que US\$ 300 milhões e maturidade de pelo menos cinco anos. Exercícios não apresentados indicam que a inclusão de características específicas dos índices de cada país, como duração, não se mostraram significativos nem modificaram os resultados obtidos. Uma justificativa para isto pode ser a pouca variabilidade da duração dos índices entre os países.

12. As variáveis de controle correspondem a: i) crescimento do produto interno bruto (PIB) real; ii) taxa de inflação; iii) reservas internacionais como proporção do PIB; iv) abertura comercial (soma da exportação e da importação como proporção do PIB); v) PIB *per capita*; e vi) tendência determinística. Para evitar críticas quanto à possível endogeneidade, todas estas variáveis foram defasadas de um ano.

13. Como o objetivo do texto é analisar a sensibilidade dos *spreads* a variações no índice de aversão ao risco de mercado (VIX), optou-se por não introduzir a estrutura a termo das taxas de juros americanas, a qual já está incluída na forma de cálculo dos *spreads* de cada título, bem como de cada índice, Cembi e EMBIG, de cada país.

14. O Banco Mundial desenvolve, desde 1996, banco de dados relativos a seis diferentes aspectos da governança de aproximadamente duzentos países: i) governança; ii) qualidade regulatória; iii) validade da lei; iv) controle da corrupção; v) estabilidade política; e vi) transparência e democracia. Estes indicadores anuais apresentam elevado grau de correlação entre si. Isto sugere a construção de um indicador que sintetiza a informação destes seis itens. Para tal, efetuou-se a decomposição canônica da matriz de covariância destes indicadores, e definiu-se a primeira componente como este indicador. Verificou-se que este fator explica 78% da variância total, e entre 72% e 92% da variância de cada uma das componentes. Tal abordagem já foi utilizada em Baldacci, Gupta e Mati (2008) para fins similares.

capacidade do governo de formular e implementar políticas sólidas com eficácia; e o respeito às instituições que regem as interações socioeconômicas. Englobam seis grandes dimensões de governança e captam os principais elementos desta definição:

- voz e responsabilidade: a capacidade dos cidadãos de um país de participar da escolha do seu governo, bem como a liberdade de expressão, a liberdade de associação e a liberdade dos meios de comunicação;
- estabilidade política e ausência de violência e terrorismo: a probabilidade de o governo vir a ser desestabilizado por métodos inconstitucionais ou violentos, inclusive o terrorismo;
- eficácia do governo: a qualidade dos serviços públicos, a competência da administração pública e sua independência das pressões políticas, além da qualidade na formulação das políticas públicas;
- qualidade normativa: a capacidade do governo de formular políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado;
- regime de direito: a confiança dos agentes nas regras da sociedade e sua atuação de acordo com elas, bem como a qualidade da execução de contratos e os direitos de propriedade, além da probabilidade de crime e violência; e
- controle da corrupção: o limite do exercício do poder público em benefício privado, incluindo o “aprisionamento” do Estado.

Com relação a características do sistema financeiro doméstico, utilizou-se a variável de abertura de capital (Kaopen),¹⁵ proposta por Chinn e Ito (2008), e o banco de dados proposto por Levine *et al.* (2013),¹⁶ disponibilizado pelo Banco Mundial, que inclui extensiva cobertura das características das instituições financeiras (bancos e seguradoras) e do mercado financeiro (ações, títulos e derivativos), através de diversas medidas de profundidade e eficiência. Entre estas variáveis, selecionaram-se as de maior cobertura temporal, descritas no quadro 1.

15. O índice KAOPEN, construído por Chinn e Ito (2008), baseia-se em dados publicados pelo *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (Areaer) do FMI, que inclui diversas variáveis, como a presença de múltiplas taxas de câmbios, restrições nas transações de conta corrente e de conta capital, e requerimentos sobre o ingresso de receitas de exportações. O índice corrige certas distorções quanto à intensidade, à extensão e à efetividade do controle de capitais, estando disponível para 181 países desde 1970.

16. O Banco Mundial constrói indicadores do sistema financeiro (instituições financeiras e mercado financeiro) desde 1960 para 205 países, que abrangem medidas de: *i)* tamanho; *ii)* grau de eficiência; e *iii)* estabilidade. Segundo Levine (2004), um grande número de evidências sugere que o sistema financeiro doméstico, incluindo instituições financeiras (bancos e seguradoras) e mercado financeiro (ações, títulos e derivativos), exerce ampla influência no desenvolvimento econômico, na estabilidade econômica e na diminuição do nível de pobreza.

QUADRO 1
Características institucionais do país

	Variáveis
Instituições financeiras: desenvolvimento	Crédito privado/PIB Ativos bancários/PIB Depósitos bancários /PIB
Instituições financeiras: estabilidade	Índice de Basileia
Instituições financeiras: eficiência	Custos operacionais/ativos bancários
Mercado financeiro: desenvolvimento	Capitalização bursátil/PIB
Mercado financeiro: abertura	Abertura financeira
Governo	Governança

Fontes: Chinn e Ito (2008), para a variável abertura financeira; Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010), para a variável governança; e Levine *et al.* (2013), para as demais variáveis.
Elaboração dos autores.

Espera-se aqui que a melhoria das condições institucionais diminua a sensibilidade do risco corporativo ao risco global; portanto, o sinal esperado do efeito é negativo para todas as variáveis.

O risco global (VIX) também condiciona o risco soberano ($EMBIG$) e, por isso, na equação (1) o parâmetro (g) subestima o efeito total do risco global sobre o risco corporativo. Uma forma parcimoniosa de explicitar este efeito total é eliminar o risco soberano fazendo ($a = 0$), como indicado na equação (2).

$$CEMBI_{it} = 1_i + dX_{it-1} + (g + bF_{it})VIX_t + u_{it} \quad (2)$$

O risco soberano é condicionado pelo risco global e também por fontes de risco idiossincráticas de cada país, chamadas aqui de *risco local*. A equação (2) omite esta informação, o que reduz a capacidade do modelo de explicar a variação do risco corporativo. O risco local não é observado diretamente, mas pode ser medido eliminando-se do risco soberano as flutuações que podem ser atribuídas ao risco global. O risco local (RL) foi definido como o resíduo da regressão do risco soberano no risco corporativo, conforme mostra a equação (3), estimada para cada país separadamente. A equação (4) explicita o efeito total do risco global e das qualidades institucionais, sem perda de capacidade de explicar a flutuação do risco corporativo.

$$CEMBI_{it} = 1_i + dX_{it-1} + (g + bF_{it})VIX_t + aRL_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$EMBI_{it} = a_i + b_i VIX_t + RL_{it} \quad (4)$$

4 RESULTADOS

A tabela 1 apresenta os resultados do modelo proposto pela equação (1). Cada coluna apresenta os resultados relativos à regressão de um fundamento institucional. São apresentados apenas os coeficientes de interesse (*a*, *b* e *g*). Os coeficientes *a* e *g* são significativos a 1% em todos os casos, e o valor-p relativo ao coeficiente de vulnerabilidade *b* está apresentado na penúltima linha. Na última linha, a função indicadora é igual a 1 caso não seja rejeitada a hipótese de que o número 1 está no intervalo de confiança do estimador do parâmetro.¹⁷

TABELA 1
Estimativas – equação (1)

	b = 0	Abertura financeira	Governança	Depósitos bancários/ PIB	Créditos bancários/ PIB	Ativos bancários/ PIB	Capitalização bursátil/PIB	Índice de Basileia	Custo operacional/ ativos bancários
Número de observações	1.461	1.461	1.461	1.298	1.461	1.298	1.298	1.416	1.415
R ²	0,57	0,57	0,57	0,62	0,58	0,61	0,63	0,57	0,58
a	0,75	0,74	0,74	0,97	0,74	0,97	0,96	0,69	0,77
g	0,016	0,06	0,06	0,09	0,08	0,06	0,09	-	0,07
b	-	1,30	2,46	-0,07	-0,04	-0,01	-0,04	0,50	-0,52
valor-p (b)	-	0,90	0,53	0,02	0,37	0,82	0,17	0,01	0,02
h0: a = 1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,001	1,00

Elaboração dos autores.

Podem-se observar os seguintes resultados:

- em todos os casos $g > 0$ e, portanto, o aumento do risco global (*VIX*) corresponde a um aumento do *spread* corporativo (*Cembi*);
- a hipótese de que a resposta ao risco soberano é unitária não é rejeitada para a maioria dos casos, validando, assim, a hipótese do teto soberano;
- a exclusão das características institucionais ($b = 0$) não altera substancialmente os demais parâmetros; e
- com relação ao efeito das características institucionais (*b*), quanto maiores o tamanho e a eficiência do sistema financeiro do país – medidos pelo número de depósitos, pela capitalização bursátil e pelos custos operacionais, em relação ao PIB –, menor o *spread* soberano quando do evento de crise, sendo que o resultado para o índice de Basileia apresenta sinal inadequado.

A tabela 2 apresenta as estimativas para a equação (2).

17. Neste caso, o valor 1 indica que esta hipótese não é rejeitada ao nível de 5%, e o valor 0 indica o contrário.

TABELA 2
Estimativas – equação (2)

	b = 0	Abertura financeira	Governança	Depósitos bancários/ PIB	Créditos bancários/ PIB	Ativos bancários/ PIB	Capitalização bursátil/PIB	Índice de Basileia	Custo operacional/ ativos bancários
Número de observações	2.075	2.075	2.075	1.912	2.075	1.912	1.830	1.948	2.007
R^2	0,44	0,47	0,45	0,46	0,46	0,45	0,43	0,44	0,43
g	0,13	0,14	0,13	0,16	0,17	0,16	0,15	-	0,13
b	-	-2,20	-1,94	-0,04	-0,06	-0,04	-0,01	0,31	-0,04
valor-p (b)	-	0,00	0,01	0,01	0,01	0,10	0,03	0,37	0,84

Elaboração dos autores.

Os resultados encontrados estão listados a seguir.

- 1) Assim como no modelo 1, em todos os casos $g > 0$ e, portanto, o aumento do risco global (*VIX*) corresponde a um aumento do *spread* corporativo (*Cembi*). No entanto, nota-se que o parâmetro g deste modelo é aproximadamente o dobro do correspondente na equação (1), mostrando a subestimativa do modelo 1 para o risco global.
- 2) Em todos os casos a capacidade explicativa deste modelo (R^2) é inferior ao correspondente estimado da equação (1), sugerindo a perda de informação devido à omissão do risco soberano.
- 3) Com relação às características institucionais (b) do país, o coeficiente (b) é significativo e com o sinal esperado para seis das oito características, sendo consistente com o modelo 1. Quando significativo, apresenta sinal esperado para todas as características institucionais do país. Quer dizer, quanto maior a governança, a abertura financeira de capital e o tamanho do sistema financeiro do país – maiores proporções, em relação ao PIB, de depósitos, crédito, ativos e capitalização bursátil –, menor o *spread* soberano quando do evento de crise, ressaltando-se a importância das instituições sobre a vulnerabilidade do risco corporativo.

A tabela 3 apresenta os resultados para a equação (3).

TABELA 3
Estimativas – equações (3) e (4)

	b = 0	Abertura financeira	Governança	Depósitos bancários/ PIB	Créditos bancários/ PIB	Ativos bancários/ PIB	Capitalização bursátil/PIB	Índice de Basileia	Custo operacional/ ativos bancários
Número de observações	1.500	1.500	1.500	1.337	1.500	1.337	1.337	1.455	1.454
R^2	0,51	0,53	0,52	0,52	0,52	0,51	0,53	0,51	0,51

(Continua)

(Continuação)

	b = 0	Abertura financeira	Governança	Depósitos bancários/ PIB	Créditos bancários/ PIB	Ativos bancários/ PIB	Capitalização bursátil/PIB	Índice de Basileia	Custo operacional/ ativos bancários
a	0,60	0,59	0,61	0,62	0,60	0,61	0,60	0,54	0,59
g	0,13	0,14	0,12	0,18	0,17	0,14	0,18	-	0,14
b	-	-1,81	-2,68	-0,10	-0,06	-0,01	-0,05	0,48	-0,27
valor-p (b)	-	0,10	0,01	0,001	0,13	0,89	0,05	0,11	0,27
$h0: a = 1$	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Elaboração dos autores.

Podem-se observar os resultados a seguir.

- 1) Em todos os casos, a capacidade do modelo de explicar a flutuação do risco corporativo (R^2) é semelhante à do modelo (1), da ordem de 50%.
- 2) Assim como nos modelos 1 e 2, em todos os casos $g > 0$ e, portanto, o aumento do risco global (VIX) corresponde a um aumento do *spread* corporativo (*Cembi*). Nota-se que o nível do parâmetro g deste modelo é semelhante ao encontrado na equação (2), indicando que a inclusão do risco local apenas altera a capacidade explicativa do modelo.
- 3) O efeito das características institucionais (b) é significativo e com o sinal esperado para quatro dos oito fundamentos estudados, e consistente com os obtidos para a equação (2).

Os resultados apresentados ilustram que as características institucionais do país condicionam substancialmente o *spread* corporativo dos mercados emergentes, em especial em um momento de crise. Portanto, a atuação do governo na proposição de certas políticas e incentivos tem o potencial de reduzir o *spread* corporativo perante uma eventual instabilidade global, mitigando assim um possível efeito-contágio. Entre tais políticas e incentivos, citem-se: *i*) maior desenvolvimento e eficiência do sistema financeiro doméstico; *ii*) maior governança, incluindo melhor qualidade normativa de regulação, bem como formulação de políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado; e *iii*) maior abertura financeira de capital.

5 RECOMENDAÇÕES DE POLÍTICA

5.1 A importância do desenvolvimento do mercado brasileiro de títulos corporativos

Conforme apresentado na seção anterior, as características institucionais do país condicionam substancialmente o *spread* corporativo dos mercados emergentes. A proposição de políticas públicas que promovam uma abertura maior de capital, bem como estimulem o desenvolvimento, a estabilidade e a eficiência do sistema financeiro doméstico, pode reduzir substancialmente os *spreads* corporativos em

face de uma eventual crise de aversão de risco global. Nesse ponto, a atração de recursos privados para o financiamento de investimentos de longo prazo, sobretudo na área de infraestrutura, é um tema de grande relevância para o crescimento sustentável brasileiro. Diante do quadro atual de maior restrição fiscal, o tema ganha ainda mais urgência. Em particular, existem duas iniciativas de destaque que objetivam o aprofundamento e a ampliação do mercado privado de títulos corporativos no Brasil.

A primeira iniciativa, no âmbito da autorregulação, corresponde à criação do Novo Mercado de Renda Fixa (NMRF) pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima). O Código Anbima de Regulação e Melhores Práticas para o Novo Mercado de Renda Fixa, de adesão voluntária, estabelece regras para as emissões públicas de títulos de renda fixa, de forma a assegurar que as emissões incorporem características que propiciem o aumento da segurança, da transparência e da liquidez dos ativos. Ao atender os requisitos estabelecidos no código, o título passa a ter o selo NMRF. Além disso, o NMRF está dividido entre os segmentos de longo e de curto prazo. Para o primeiro, os ativos devem atender condições de prazo mínimo de vencimento e de recompra que os caracterizem como ativos de longo prazo. A adesão ao NMRF propiciaria aos emissores uma visibilidade maior das características do seu ativo, um aumento do número de investidores potenciais e, conseqüentemente, melhores condições de captação.

A segunda iniciativa, no âmbito governamental, corresponde à criação de incentivos fiscais para investimentos em ativos financeiros de longo prazo. A partir da publicação da Lei Federal nº 12.431 de 2011, a fim de se incentivarem os investimentos de longo prazo em infraestrutura, benefícios fiscais passaram a ser oferecidos aos seguintes veículos financeiros: os fundos de investimento em infraestrutura (FIP-IE); e as chamadas debêntures incentivadas (debêntures de longo prazo para a infraestrutura). Os benefícios fiscais possuem caráter diferenciado para investidores estrangeiros e nacionais. Investidores não residentes no país, localizados fora de paraísos fiscais, estão sujeitos à alíquota zero para o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) incidente sobre o câmbio e para o Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos. Investidores residentes no Brasil que investirem em valores mobiliários destinados ao financiamento de projetos prioritários se beneficiam, respectivamente, de alíquotas de IR de zero (pessoa física) e de 15% (pessoa jurídica).¹⁸

18. Tais normativas de liberalização do mercado seguem a Medida Provisória (MP) nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de IR sobre os rendimentos dos títulos públicos federais adquiridos por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos e instrumentos de capital de risco (*venture capital*), com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais.

A avaliação rigorosa das iniciativas descritas está fora do escopo deste texto. No entanto, os resultados deste trabalho reforçam a importância de se incentivar o desenvolvimento do mercado doméstico de títulos corporativos, na medida em que este desenvolvimento acarreta aprimoramento, abertura, eficiência e estabilidade do sistema financeiro brasileiro como um todo. Além disso, conforme discutido, as razões apresentadas tanto pelo governo quanto pelos agentes do mercado (Anbima) para o desenvolvimento do mercado de títulos corporativos domésticos centram na redução do custo de captação local. Entretanto, os resultados deste estudo apontam para um efeito potencial extra: a redução do custo de captação no mercado global de títulos corporativos e a mitigação de efeitos-contágio a partir de um choque de aversão ao risco global.

5.2 A governança e o risco regulatório brasileiro em questão

O estudo também sublinha a importância de iniciativas na direção de uma melhor governança das características institucionais do país. Entre tais atributos, pode-se citar uma eficácia maior do governo visando à qualidade na formulação das políticas e dos serviços públicos; à competência da administração pública e à sua independência diante das pressões políticas; a uma transparência maior, que inclui liberdade de expressão e meios de comunicação livres; ao regime de direito, que inclui a qualidade da execução de contratos e os direitos de propriedade; ao controle da corrupção; e, finalmente, a atributos referentes ao risco regulatório ou à qualidade normativa da regulação, que identifica a capacidade do governo de desenvolver políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado.

Em particular, com relação ao risco regulatório, a literatura identifica dois tipos: o risco de intervenção regulatória, associado à qualidade das instituições e à previsibilidade das ações regulatórias do governo e das agências reguladoras; e o risco de arcabouços regulatórios setoriais, associado, por exemplo, às características de diferentes sistemas ou regimes regulatórios – como a regulação por incentivos em oposição à regulação por custos, ou a competição em oposição a um ambiente regulado.

Este trabalho contribui com a literatura referente à primeira modalidade de risco regulatório e avalia, a partir das variáveis previamente descritas: a qualidade da regulação e do aparato legal; e o impacto do risco de intervenções regulatórias no *spread* corporativo de empresas emergentes. Mais detalhadamente, o risco de intervenção regulatória incorpora aspectos como:

- imprevisibilidade do comportamento do regulador – risco de decisões regulatórias não antecipadas;
- assimetrias regulatórias – risco de apropriações excessivas pelo governo da rentabilidade das instituições reguladas (efeito *clawback*);

- incertezas no processo de revisão de preços – o coeficiente b declina à medida que a revisão se aproxima (efeito *sawtooth*);
- existência de múltiplas interpretações acerca da legislação e dos procedimentos regulatórios existentes; e
- sobreposição de ações de múltiplos órgãos e agências dos governos federal, estadual e municipal.

Conforme demonstra o trabalho de Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2010), há clara distinção nas estruturas de governança e no ambiente regulatório dos diferentes países. No entanto, enquanto estudos como Hail e Leuz (2006), Grout e Zalewska (2005), Sirtaine *et al.* (2005) e IMF (2005) avaliam e corroboram a existência de impacto do risco regulatório na determinação do custo de capital próprio das empresas, poucos estudos analisam o efeito do risco regulatório no *spread* de títulos corporativos. Este texto contribui para o preenchimento desta lacuna, ao demonstrar que melhoras nestes indicadores podem reduzir o custo de captação internacional no mercado corporativo global e, consequentemente, o custo de capital de terceiros das empresas.

Do ponto de vista de políticas públicas, esse resultado aponta que o governo pode estimular o aumento de investimento privado das empresas via redução de seus custos de captação ao simplesmente aumentar a transparência e a previsibilidade de suas intervenções setoriais e investir na melhoria da governança e da qualidade do aparato legal e regulatório.

5.3 A importância da manutenção da austeridade fiscal para o Brasil

A relação entre a política fiscal e o risco-país é uma questão central e atual da política macroeconômica, principalmente após o episódio da crise fiscal envolvendo alguns países europeus em 2010 (Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha).

O custo do empréstimo realizado por países emergentes ou por empresas sediadas nestes países tem em sua classificação de risco (*ratings*) e nos correspondentes *spreads* soberanos elementos fundamentais na sua determinação, o que afeta a capacidade de investimento das empresas e dos governos, sendo um importante elemento na composição dos juros domésticos e no crescimento econômico do país. Regra geral, países ou empresas com melhor classificação ou grau de investimento pagam menores *spreads* para se financiarem.

A maioria dos estudos empíricos na literatura de determinantes de risco-país corrobora evidências de que a política fiscal afeta os *spreads* de risco. Argumentos que associam os *spreads* a fundamentos macroeconômicos e a choques internacionais de liquidez e risco podem ser encontrados em diversos artigos desde 2000.¹⁹

19. Como exemplos, cite-se Arora e Cerisola (2001), Ferrucci (2003), McGuire e Schrijvers (2003), Favero, Pagano e Von Thadden (2005), Rozada e Yeyati (2006) e Kodres, Hartelius e Kashiwase (2008).

Em particular, Codogno, Favero e Missale (2003) e Calvo (2003) argumentam que, uma vez controlados os fatores internacionais de risco, a vulnerabilidade fiscal aparece como variável determinante dos *spreads* soberanos.

Em relação a países emergentes, Akitoby e Stratmann (2006) não apenas fomentam o debate sobre o ajuste fiscal, mas incluem questões levantadas em Alesina e Perotti (1995) acerca da qualidade do ajuste fiscal sobre os *spreads*. Para Akitoby e Stratmann (2006), o ajuste efetuado basicamente em despesas correntes – conhecido como *ajuste do tipo I* – é mais efetivo na redução dos *spreads* que o realizado mediante aumento dos impostos e cortes no investimento público – *ajuste do tipo II*.

Quanto ao Brasil, Favero e Giavazzi (2004) concluem pela austeridade fiscal como determinante do *spread* soberano brasileiro, e propõem uma medida de austeridade fiscal cujo *superavit* primário é tal que proporciona uma trajetória estacionária da dívida pública.

A semelhante conclusão chegou Rocha e Moreira (2012) para um conjunto de 23 países emergentes entre 1995 e 2008. Quanto maior a austeridade fiscal, menor o endividamento, maior o acúmulo de *superavit* via diminuição de gastos – ajuste do tipo I em vez de ajuste do tipo II – e maior a redução potencial nos *spreads* soberanos. Dessa forma, corrobora-se o argumento de que, uma vez controlados os choques externos de risco, a austeridade fiscal aparece como fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos de países emergentes e de empresas neles sediadas, além de contribuir como uma potencial política pública de mitigação de efeitos-contágio.

Este Texto para discussão ressalta a validade da hipótese da regra de teto soberano entre os países emergentes, segundo a qual um aumento do *spread* soberano é totalmente repassado aos *spreads* de corporações neles sediadas. O texto contribui para o debate atual sobre a importância da manutenção da austeridade fiscal pelo governo do Brasil, país que alcançou importante grau de investimento a partir de 2008 e 2009 pelas maiores agências de classificação de risco mundiais – S&P, Moody's e Fitch.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Partindo de modelos econométricos de dados em painel, este texto estima que políticas que promovam liberalização financeira, abertura de capital, austeridade fiscal, desenvolvimento do sistema financeiro doméstico e melhorias em mecanismos institucionais do governo, como aparato legal e regulatório, podem reduzir substancialmente o *spread* corporativo dos mercados emergentes, em especial em momentos de aversão ao risco global.

Os resultados deste trabalho indicam, portanto, que iniciativas visando ao aprimoramento institucional e ao desenvolvimento do mercado de capitais podem baratear as captações e os financiamentos de empresas e, consequentemente, aumentar a participação do investimento privado.

Esse quadro reforça a importância de ações centradas na redução dos custos de financiamento local, apresentadas tanto pelo governo brasileiro quanto pelos agentes do mercado, para o desenvolvimento do mercado de títulos corporativos domésticos. As estimativas deste estudo apontam para benefícios adicionais destas políticas, não mencionados por seus proponentes, como a redução do custo de captação no mercado global e a proteção contra o contágio de crises financeiras internacionais.

Por último, este estudo ressalta a validade da hipótese da regra de teto soberano entre os países emergentes, segundo a qual um aumento do *spread* soberano é totalmente repassado aos *spreads* de corporações sediadas nestes países. Este aspecto é magnificado, tendo em vista que o estoque de títulos corporativos emitidos por empresas emergentes no mercado externo já representa, aproximadamente, 80% do estoque da dívida externa total dos países emergentes, igualando-se ao estoque de títulos corporativos de alto rendimento (*high yield*) emitidos por empresas americanas de grau especulativo. Ressaltam-se, portanto, iniciativas que reduzam o risco soberano de países emergentes, como a responsabilidade fiscal.

Em suma, responsabilidade macroeconômica e aprimoramentos institucionais produzem consequências positivas diretas e indiretas sobre o ambiente microeconômico das empresas sediadas em mercados emergentes.

Estudos que desagreguem o índice Cembi nos respectivos setores econômicos, relacionando-o a variáveis idiossincráticas e específicas das empresas que o compõem, constituem uma linha promissora de pesquisas futuras. Esta linha de pesquisa pode, por exemplo, verificar se o aprimoramento macroeconômico e institucional produz impactos diferentes em setores ou grupos de empresas distintos.

REFERÊNCIAS

AKITOB, B.; STRATMANN, T. **Fiscal policy and financial markets**. Washington: IMF, 2006. (IMF Working Paper, WP/06/16).

ALESINA, A.; PEROTTI, R. **Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries**. Cambridge, United States: NBER, 1995. (NBER Working Paper Series, n. 5214).

ARORA, V.; CERISOLA, M. How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? **IMF staff papers**, v. 48, n. 3, 2001.

BALDACCI, E.; GUPTA, S.; MATI, A. **Is it (still) mostly fiscal?** Determinants of sovereign spreads in emerging markets. Washington: IMF, 2008. (IMF Working Paper, WP/08/259).

BLACK, F.; COX, J. Valuing corporate securities: some effects of bond indentures provisions. **Journal of Finance**, v. 31, p. 351-367, 1976.

BORENSZTEIN, E.; COWAN, K.; VALENZUELA, P. **Sovereign ceilings “lite”?** The impact of sovereign ratings on corporate ratings in emerging market economies. Washington: IMF, 2007. (IMF Working Paper, WP/07/75).

CALVO, G. A. **Explaining sudden stops, growth collapse and BOB crises:** the case of distortionary outputs taxes. Cambridge, United States: NBER, 2003. (NBER Working Paper Series, n. 9864).

CAVALLO, E.; VALENZUELA, P. The determinants of corporate risk in emerging markets: an option-adjusted spread analysis. **International Journal of Finance and Economics**, v. 15, n. 1, p. 59-74, 2010.

CBOE – CHICAGO BOARD OPTIONS EXCHANGE. **The CBOE Volatility Index**. Chicago: CBOE, 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/5vt058>>.

CHINN, M.; ITO, H. A new measure of financial openness. **Journal of Comparative Policy Analysis**, v. 10, n. 3, p. 307-320, 2008.

CODOGNO, L.; FAVERO, C.; MISSALE, A. Yield spreads on EMU government bonds. **Economic Policy**, v. 18, n. 37, p. 503-532, Oct. 2003.

DUFFIE, D. Estimating the price of default risk. **Review of Financial Studies**, v. 12, n. 1, p. 197-226, 1999.

DUFFIE, D.; SINGLETON, K. Modeling term structures of defaultable bonds. **Review of Financial Studies**, v. 12, n. 4, p. 687-720, 1999.

DURBIN, E.; NG, D. The sovereign ceiling and emerging market corporate bond spreads. **Journal of International Money and Finance**, v. 24, n. 4, p. 631-649, 2005.

FAVERO, C.; PAGANO, M.; VON THADDEN, E. **Valuation, liquidity and risk in government bond markets**. Milan: Igier, 2005. (Igier Working Paper, n. 281).

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt:** lessons from Brazil. Cambridge, United States: NBER, 2004. (NBER Working Paper Series, n. 10390).

FERRI, G.; LIU, L-G. **Do global credit rating agencies think globally?** The information content of firm ratings around the world. *In*: ROYAL ECONOMIC SOCIETY ANNUAL CONFERENCE, 74. Coventry: Royal Economic Society, 2002.

FERRUCCI, G. **Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads**. London: Bank of England, 2003. (Bank of England Working Paper, n. 205).

GRANDES, M.; PANIGO, D.; PASQUINI, R. **The cost of corporate bond financing in Latin America**. Buenos Aires: CEF, 2007. (Working Paper, n. 20).

GROUT, P. A.; ZALEWSKA, A. The impact of regulation on market risk. **Journal of Financial Economics**, v. 80, n. 1, p. 149-184, 2005.

HAIL, L.; LEUZ, C. International differences in the cost of equity capital: do legal institutions and securities regulation matter? **Journal of Accounting Research**, v. 44, n. 3, p. 485-531, June 2006. Disponível em: <<http://tinyurl.com/mvo74dn>>.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Global financial stability report**. Financial market turbulence. Causes, consequences, and policies. Washington: IMF, Apr. 2005.

_____. **Global financial stability report**. Financial market turbulence: causes, consequences, and policies. Washington: IMF, Oct. 2007.

JARROW, R.; TURNBULL, S. Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. **Journal of Finance**, v. 50, p. 53-85, 1995.

J. P. MORGAN. **Embi global and Embi Global Diversified**: rules and methodology. New York: J. P. Morgan, 2004.

_____. **Introducing the Corporate Emerging Markets Bond Index Broad (Cembi Broad) and the Cembi Broad Diversified**. New York: J. P. Morgan, 2008.

_____. **The evolution of the Cembi**. New York: J. P. Morgan, 2013.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues**. Washington: The World Bank, 2010. (Policy Research Working Paper Series, n. 5430).

KELLER, S.; MODY, A. **International pricing of emerging market corporate debt**: does the corporate matter? Washington: IMF, 2010. (IMF Working Paper, WP/10/26).

KODRES, L.; HARTELIUS, K.; KASHIWASE, K. **Emerging market spread compression**: is it real or is it liquidity? Washington: IMF, 2008. (IMF Working Papers 08/10).

LONGSTAFFE, F. A.; SCHWARTZ, E. S. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. **Journal of Finance**, v. 50, n. 3, p. 789-819, June 1995.

LEVINE, R. **Finance and growth**: theory and evidence. Cambridge, United States: NBER, 2004. (NBER Working Paper, n. 10766).

LEVINE, R. *et al.* **Financial development in 205 economies – 1960 to 2010**. Cambridge, United States: NBER, 2013. (NBER Working Paper, n. 18946).

MCGUIRE, P.; SCHRIJVERS, M. Common factors in emerging spreads. **BIS Quarterly Review**, Dec. 2003.

MERTON, R. C. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. **Journal of Finance**, v. 29, n. 2, p. 449-470, May 1974.

ROCHA, K.; MOREIRA, A. O impacto da política fiscal nos *spreads* dos países emergentes. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 10, n. 1, p. 31-48, 2012.

ROZADA, M.; YEYATI, E. **Global factors and emerging market spreads**. Washington: IADB, 2006. (IADB Working Paper, n. 552.)

SAÁ-REQUEJO, J.; SANTA-CLARA, P. **Bond pricing with default risk**. Los Angeles: Ucla, 1999. Disponível em: <<http://goo.gl/yFv8zC>>.

SIRTAINE, S. *et al.* How profitable are infrastructure concessions in Latin America? Empirical evidence and regulatory implications. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 45, n. 2-3, p. 380-402, 2005.

ZINNA, G. **Identifying risks in emerging market sovereign and corporate bond spreads**. London: Bank of England, 2011. (Working Paper, n. 430).

APÊNDICE A

A tabela A.1 apresenta a estimativa da equação (1) defasando o risco soberano de um mês, o que evita críticas quanto à endogeneidade desta variável.

TABELA A.1
Estimativas – equação (1) defasada

	b = 0	Abertura financeira	Governança	Depósitos bancários/ PIB	Créditos bancários/ PIB	Ativos bancários/ PIB	Capitalização bursátil/PIB	Índice de Basileia	Custo operacional/ ativos bancários
Número de observações	1.459	1.459	1.459	1.296	1.459	1.296	1.296	1.414	1.413
R^2	0,59	0,59	0,59	0,62	0,60	0,61	0,63	0,59	0,59
a	0,76	0,75	0,78	0,90	0,75	0,90	0,89	0,70	0,77
g	0,06	0,07	0,06	0,10	0,09	0,07	0,10	-	0,08
b	-	-	-	-0,0007	-	-	-	0,0048	-0,0049
valor-p (b)	-	0,65	0,54	0,03	0,35	0,90	0,17	0,01	0,03
$H_0: a = 1$	0	0	0	1	0	1	1	0	1

Elaboração dos autores.

PARADAS E FUGAS SÚBITAS DOS FLUXOS DE CAPITAL NOS PAÍSES EMERGENTES: FATORES GLOBAIS E LOCAIS¹

Marcos Antonio C. da Silveira²
Ajax Moreira³

1 INTRODUÇÃO

A composição dos passivos externos de um país – as participações relativas do investimento direto estrangeiro (IDE), do investimento em carteira e dos empréstimos – pode ser um importante determinante de seu desempenho econômico e de sua vulnerabilidade a crises externas por meio de dois tipos de mecanismos. Em primeiro lugar, os pagamentos periódicos oferecidos por algumas classes de passivos externos têm propriedades cíclicas relativamente mais atraentes no sentido de minimizar a volatilidade dos principais agregados macroeconômicos do país devedor e, assim, reduzir o custo social do pagamento das obrigações. Por exemplo, os lucros e dividendos pagos pelo investimento direto e pelo investimento em carteira de renda variável tendem a flutuar inversamente com o desempenho econômico do país devedor, enquanto o montante de juros prometido pelos contratos de dívida, securitizada ou não, independe do estado da economia doméstica. Desta forma, o investimento direto e as aplicações em renda variável permitem aos agentes domésticos compartilhar o risco de seus negócios com os credores externos, o que, por sua vez, contribui para estabilizar a renda doméstica e estimular os produtores nacionais a realizar projetos mais arriscados e produtivos.

Em segundo lugar, a diferença de natureza e finalidade entre as classes de passivos externos se reflete na diferença de maturidade média entre elas, ou seja, o horizonte de tempo durante o qual os credores esperam receber o fluxo de rendimentos de suas aplicações. Os fluxos de investimento direto estrangeiro são, em grande escala, o resultado de decisões estratégicas de grandes corporações, tomadas com base nas suas expectativas acerca do desempenho econômico de longo prazo do país receptor. Logo, este tipo de investimento é intrinsecamente uma obrigação

1. Este estudo foi publicado em fevereiro de 2014, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1932.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea.

de prazo indeterminado e relativamente pouco sensível a choques no cenário econômico de curto prazo. Por outro lado, uma parcela considerável dos investimentos em carteira assume a forma de aplicações em ações e títulos de curto prazo, os quais são negociados em mercados altamente líquidos. Estes investimentos buscam explorar janelas de oportunidades oferecidas temporariamente pelas economias em desenvolvimento e, em um contexto de aprofundamento da globalização financeira, são capazes de migrar muito rapidamente de um país para outro. Assim, os fluxos destes investimentos mostram-se extremamente sensíveis a choques adversos de curto prazo no cenário econômico, que deterioram a percepção dos investidores quanto ao desempenho e ao risco de crédito das economias receptoras. Da mesma forma, os fluxos de empréstimos externos são constituídos em boa parte por linhas de financiamento do comércio exterior, de prazo curto, cuja rolagem pode ser automaticamente suspensa em um cenário de incerteza quanto à solvência da economia doméstica. Consequentemente, não surpreende que os fluxos de investimento direto sejam percebidos pelo mercado como relativamente bem mais estáveis e, portanto, menos susceptíveis a uma interrupção brusca e repentina quando a economia doméstica enfrenta uma interrupção de suas fontes usuais de financiamento externo.

Embora reconhecendo que o primeiro mecanismo – pagamentos com propriedades cíclicas desejáveis – não é menos importante para a saúde das economias receptoras de capital externo, este trabalho está focado no segundo mecanismo, por meio do qual a composição de seus passivos externos importa para seu desempenho econômico e solvência financeira: a estabilidade relativa dos fluxos de diferentes modalidades de capital externo. Mais especificamente, o trabalho procura contribuir com uma análise comparativa dos diferentes conjuntos de fatores determinantes da probabilidade de ocorrência de eventos extremos nos fluxos das diversas modalidades de capital externo agregadas na conta financeira dos países emergentes. Estes eventos podem ser tanto as reduções súbitas na entrada líquida de capital de não residentes (eventos de paradas súbitas) como os aumentos súbitos na saída líquida de capitais de residentes (eventos de fugas súbitas). De forma a preservar a atualidade de suas conclusões, o trabalho lança mão de uma amostra de eventos ocorridos nas últimas três décadas em um conjunto relevante de economias emergentes. Tais eventos foram causados, principalmente, tanto por crises globais de liquidez externa como pelo contágio da deterioração econômica de países relacionados. Neste sentido, o trabalho analisa as trajetórias dos fluxos financeiros internacionais em períodos de crise econômico-financeira, deixando para outra oportunidade uma investigação da volatilidade dos fluxos em condições normais de mercado.

O que motiva este trabalho é a implicação de seus resultados para a orientação da política cambial e de comércio exterior das economias emergentes, que

atravessam um acelerado processo de aprofundamento de sua integração comercial e financeira com o resto do mundo. É neste contexto que um cardápio variado de recomendações tem sido colocado à disposição dos governos para blindar suas economias contra os efeitos perversos da volatilidade dos mercados financeiros internacionais sobre os preços relativos e os agregados macroeconômicos domésticos. No entanto, o capital externo que ingressa ou sai de um país agrega inúmeras classes de investimentos, que reagem diversamente às políticas vigentes de controle de capitais em função de suas características peculiares. Disto resulta que o desenho da política ótima passa inicialmente por uma desagregação da conta financeira, a fim de distinguir as modalidades de capital externo, cujos fluxos são relativamente mais impactados durante os eventos de parada súbita. Em seguida, é preciso identificar separadamente as variáveis econômico-financeiras que determinam a probabilidade, a extensão e a persistência da interrupção do fluxo de cada modalidade de capital durante os eventos de parada súbita, tais como: o nível de reservas cambiais, o grau de abertura financeira e comercial, a situação fiscal e externa do país e o tamanho e a composição da dívida externa. É justamente aqui que este trabalho busca contribuir na construção de uma política eficiente de administração e controle da movimentação dos fluxos financeiros internacionais. Por fim, a partir das conclusões deste estudo, é preciso colocar em ação um conjunto de medidas consistentes, que permitam atenuar a vulnerabilidade da economia doméstica à volatilidade do fluxo do capital externo. Espera-se que tais medidas sejam capazes de atuar diretamente sobre os fatores determinantes dos fluxos das modalidades de capital externo, com maior participação relativa nos eventos de parada súbita.

No que tange ao objetivo específico do trabalho, cabe argumentar, com base na literatura empírica e teórica, que três conjuntos de variáveis poderiam supostamente explicar a ocorrência de eventos extremos: *i*) variáveis globais que condicionam a ação dos governos dos países emergentes; *ii*) variáveis locais que refletem decisões de políticas públicas; e *iii*) variáveis locais que descrevem o ambiente econômico doméstico que afeta as decisões dos investidores externos. Para distinguir a contribuição relativa das variáveis globais *vis-à-vis* as variáveis locais, é proposta uma metodologia que permite identificar as paradas súbitas que ocorreriam apenas devido aos fatores globais e as que ocorreriam devido ao efeito adicional dos fatores locais.

O trabalho se divide em cinco seções. A segunda seção descreve com mais precisão os eventos de parada súbita de capital externo, enfatizando seus problemas de identificação. A terceira seção descreve a base de dados e a amostra de eventos utilizada. A quarta apresenta e discute os resultados da análise empírica. A quinta resume as principais conclusões.

2 LITERATURA

A alta volatilidade dos fluxos de capital internacional, com fases de excesso e escassez de liquidez para o financiamento externo dos países em desenvolvimento, levou a uma polarização das opiniões sobre os benefícios e custos do aprofundamento da integração financeira internacional. Uma vertente da literatura argumenta que a abertura financeira de um país pode impulsionar seu desenvolvimento econômico por meio de diferentes canais: *i*) o maior acesso a crédito dos agentes econômicos domésticos, principalmente de firmas com dificuldade de financiamento doméstico, o que permite a realização de investimentos mais produtivos e arriscados; *ii*) a difusão de tecnologia e *know-how*, no caso do investimento direto; *iii*) o estímulo à competição e reestruturação no setor financeiro doméstico, com o consequente aumento da eficiência dos mercados e a ampliação do leque de instrumentos financeiros disponíveis; *iv*) a redução do grau de liberdade do governo doméstico na condução das políticas macroeconômicas, o que resulta em maior disciplina fiscal e eficiência da política monetária; e *v*) o aumento da diversificação da carteira de investimento dos agentes domésticos e a consequente redução de seu risco sistemático.

Outra vertente da literatura argumenta que a volatilidade inerente dos fluxos de capital externo traz instabilidade e incerteza. Dornbusch, Goldfajn e Valdes (1995) e Mendoza e Smith (2006) são exemplos da literatura que se ocupam em avaliar os danos causados por crises precipitadas pelas ações de investidores externos sobre a economia doméstica. Stiglitz (2000) questiona os benefícios da globalização, justificando, assim, as barreiras para o acesso do capital externo aos mercados locais. Em linhas gerais, o comportamento pró-cíclico dos fluxos de capital externo tem um efeito perverso sobre a estabilidade macroeconômica. Consumo e gastos do governo doméstico crescem excessivamente nos períodos de bonança e contraem-se drasticamente nos períodos de seca, comprometendo, no curto prazo, a eficácia das políticas anticíclicas e impactando negativamente sobre o crescimento no longo prazo.

Muitos países enfrentaram flutuações abruptas de capital externo nas décadas de 1980 e 1990. Na década passada, a volatilidade deste capital aumentou ainda mais, culminando na grande crise financeira de 2008-2009. Este fato renovou o interesse da literatura sobre as causas e consequências das flutuações dos fluxos de capital externo. Calvo (1998) argumenta que os países emergentes experimentam com frequência eventos caracterizados por uma interrupção brusca e inesperada na entrada líquida de capital externo, com efeitos devastadores sobre suas economias. Isto significa que a economia doméstica é, então, atingida por um choque adverso no balanço de pagamentos com origem na conta financeira, em decorrência da perda de acesso aos mercados financeiros internacionais. O ajuste da economia ao choque externo é feito por meio de uma combinação de contração e mudança da composição da despesa doméstica agregada, via políticas contracionistas e uma depreciação real da taxa de câmbio.

De uma forma geral, a crescente literatura sobre os eventos de parada súbita têm convergido para apontar três principais regularidades: *i)* os eventos não são infrequentes, afligindo boa parte das economias emergentes pelo menos uma vez por década; *ii)* os eventos são o resultado de decisões financeiras de investidores externos, não residentes, devendo então ser interpretados como choques externos sobre a conta financeira da economia doméstica; e *iii)* os eventos são acompanhados por uma forte contração do nível de atividade e investimento e/ou uma forte depreciação cambial. A partir desta caracterização, uma extensa literatura empírica tem se ocupado em testar a significância econômica e estatística do efeito sobre a probabilidade de uma parada súbita de uma série de variáveis econômicas e financeiras sugeridas pela teoria de finanças internacionais. Parte das variáveis é de natureza global, tais como os níveis médios de taxa de juros e de liquidez internacional, a taxa de crescimento da economia internacional e o grau de aversão ao risco dos investidores internacionais. Estas variáveis afetam diretamente a disposição dos investidores em transferir seu capital para o exterior, independentemente dos fundamentos das economias receptoras.

Outra parte das variáveis que afetam a probabilidade de uma economia enfrentar uma parada súbita diz respeito a seus próprios fundamentos domésticos, tais como: a taxa de crescimento, o grau de integração comercial e financeira com o resto do mundo, a existência de controles de capital, o grau de rigidez da taxa de câmbio, os níveis de endividamento fiscal e externo, o tamanho do *deficit* em conta corrente e o volume de reservas cambiais acumuladas. Estas variáveis podem ter um efeito isolado e exclusivo sobre as decisões dos investidores internacionais, ou então podem fortalecer ou mitigar o efeito das variáveis globais sobre aquelas decisões. Não raro, diferentes estudos chegam a conclusões divergentes, principalmente no que tange ao efeito dos controles de capital e do grau de integração financeira, de forma que está longe do fim a polêmica em torno da forma mais eficiente de se lidar com a volatilidade dos fluxos de capital externo. No entanto, alguns resultados parecem bem consolidados, tais como o efeito positivo do risco global e da rigidez cambial sobre a probabilidade de uma parada súbita.

A definição dos eventos de paradas súbitas como choques originados na conta financeira coloca um problema de identificação. Na ausência de reservas cambiais para cobrir o *deficit* no balanço de pagamentos, uma redução do *superavit* na conta financeira equivale exatamente a uma redução do *deficit* em conta corrente. Desta forma, uma redução do ingresso líquido de capital externo poderia também ter como origem um choque na conta corrente, não refletindo necessariamente uma escassez de capital externo. Isto poderia ser esperado em uma economia com anos de rápida expansão, onde os *deficit* em conta corrente contribuiriam para o financiamento de elevadas taxas de investimento durante sua fase de crescimento. Ou então, poderia refletir uma melhoria súbita nos termos de troca da economia

doméstica. Nestes dois casos, a redução do *deficit* em conta corrente leva naturalmente a uma menor necessidade de financiamento externo, de forma que a redução do *superavit* na conta financeira não reflete uma parada súbita de capital externo. Não é difícil, contudo, separar os dois tipos de eventos, uma vez que os eventos de parada súbita no ingresso de capital externo são em geral acompanhados por uma brusca e severa deterioração dos agregados da economia doméstica, o que evidentemente não é esperado ocorrer nos eventos causados por inflexões na conta corrente mencionados.

Mesmo limitando o foco da análise aos choques originados na conta financeira, um segundo problema de identificação emerge do fato de que uma redução no *superavit* desta conta pode decorrer tanto de uma contração da entrada líquida de capital externo como de um aumento da saída líquida de capitais domésticos. O cenário usualmente descrito na literatura de paradas súbitas refere-se ao de uma economia vulnerável ao humor dos investidores estrangeiros, a qual, de súbito, se vê enfrentando uma forte restrição na oferta de financiamento externo. Contudo, uma redução no *superavit* da conta financeira pode também ser o resultado de um aumento da compra líquida de ativos externos por parte dos investidores domésticos, em busca de uma relação risco-retorno mais favorável para seu capital. Estes eventos são alternativamente conhecidos na literatura como fugas súbitas, em oposição aos eventos causados por uma interrupção da entrada líquida de capital externo, conhecidos como paradas súbitas verdadeiras, ou simplesmente paradas súbitas. Neste caso, não é possível dizer que a economia doméstica enfrenta dificuldade de financiamento externo, muito menos que foi cortada dos mercados financeiros internacionais. Muito pelo contrário, os investidores locais têm amplo acesso ao mercado internacional e o utilizam para mover seus recursos para o exterior. Além disso, os danos provocados por estes eventos sobre a economia doméstica, em termos de contração da renda e depreciação real de sua moeda, são consideravelmente menos severos em relação aos danos causados pelas paradas súbitas verdadeiras. Outra diferença bem documentada na literatura é que as paradas súbitas verdadeiras, mesmo ocorrendo em diferentes países, costumam concentrar-se em um mesmo período de tempo, o que reflete o tipo de choque externo por trás destes eventos, seja contágio, seja um aumento na aversão ao risco dos investidores externos. Ao contrário, eventos de voos súbitos em diferentes países são bem mais dispersos, refletindo o choque doméstico por trás destes eventos.

De fato, a literatura tem documentado que uma porção não trivial dos eventos de parada súbita é na verdade evento de voo súbito, ou seja, evento cuja origem é uma mudança da política de investimentos dos residentes do país doméstico. Um exemplo ilustrativo é a inversão da conta financeira de um *superavit* para um *deficit* ocorrido no Chile em 1998-1999, o qual tem sido usualmente qualificado na literatura como um evento de parada súbita verdadeira. Analisando o evento mais de

perto, Faucette, Rothenberg e Warnock (2005) mostram que este foi causado por um aumento agressivo da compra de títulos e ações por residentes e pela transferência de depósitos para o exterior. Apresentando fundamentos sólidos, a economia chilena não foi excluída dos mercados financeiros internacionais. A redução do saldo de sua conta financeira refletiu um aumento da saída líquida de capitais domésticos, e não uma redução da entrada líquida de capital externo.

É crucial para os formuladores de política econômica avaliar a importância relativa dos diferentes tipos de eventos extremos por trás de uma reversão abrupta e adversa da conta financeira. Isto porque a resposta de política mais apropriada para atenuar a vulnerabilidade da economia doméstica a um certo tipo de evento, seja ele uma parada súbita verdadeira, seja um voo súbito, depende do conjunto específico de seus determinantes. Neste aspecto, vários estudos têm detectado que as variáveis com efeitos significativos sobre a probabilidade de uma reversão abrupta na conta financeira variam bastante entre estes dois tipos de evento. Na raiz desta diferença está o fato de que as decisões financeiras dos investidores domésticos e externos podem divergir significativamente devido à existência de assimetrias de informação. Investidores domésticos podem desfrutar de informação superior acerca das instituições e do ambiente econômico-financeiro da economia doméstica, como os aparelhos regulatórios, o sistema tributário e o sistema jurídico. Além disso, as intervenções governamentais nos mercados financeiros domésticos podem prejudicar e restringir mais severamente as decisões dos investidores domésticos, de forma que estes podem muitas vezes preferir a segurança e a liquidez dos ativos externos à maior rentabilidade dos ativos domésticos. Forbes e Warnock (2011) analisam os efeitos de variáveis globais, domésticas e relativas a contágio sobre a probabilidade de ocorrência de movimentos extremos de capital em uma amostra de países emergentes e desenvolvidos. Eles concluem que o grau de aversão ao risco dos investidores e o clima de incerteza da economia mundial aumentam a probabilidade de ambos os eventos, de parada súbita e de voo súbito. No entanto, uma redução da taxa de crescimento global influencia apenas as decisões dos investidores externos. Um resultado interessante é que o esperado efeito negativo da imposição de controles de capital sobre a probabilidade de uma parada súbita não é significativo, embora haja alguma evidência, ainda que não robusta, de que tais controles possam aumentar a probabilidade de um voo súbito.

Quando a reversão da conta financeira pode ser atribuída principalmente a eventos de parada súbita verdadeira, ou seja, a contrações abruptas e súbitas da oferta de capital externo, a recomendação política ótima poderia ser a imposição de controles seletivos sobre a entrada destes capitais, principalmente sobre os capitais especulativos de curto prazo, os quais são os primeiros a tomar o caminho de volta com a piora do humor dos mercados. Neste caso, as perguntas colocadas às autoridades monetárias dizem respeito à eficiência das políticas para

atenuar o impacto perverso da volatilidade dos fluxos de capital externo sobre a economia doméstica. Como evitar uma apreciação real excessiva e prolongada da moeda doméstica, com seu efeito devastador sobre a competitividade da indústria nacional? Como adequar o perfil do capital entrante às necessidades de crescimento da economia? Como administrar o volume de reservas e o uso de instrumentos financeiros para reduzir a exposição da economia a inflexões nas expectativas dos investidores? Como reestruturar e fortalecer as instituições e os mercados financeiros domésticos, capacitando-os para os desafios da globalização financeira? Por conseguinte lado, as recomendações de política poderiam ser bastante distintas se os eventos de voos súbitos predominassem na trajetória da conta financeira, os quais se caracterizam por uma migração de capitais domésticos para o exterior. Neste caso, a política ótima poderia ser o aperfeiçoamento do aparelho institucional, dentro do qual funcionam os mercados financeiros domésticos, bem como o equilíbrio e a estabilidade macroeconômica.

Embora parte considerável dos eventos de parada súbita verdadeira seja detonada por choques financeiros e exógenos à economia doméstica, eles eventualmente também são detonados por choques idiossincráticos, específicos à economia doméstica, e muitas vezes sem uma raiz estritamente financeira. Ambos os tipos de choque afetam diretamente as expectativas e decisões dos investidores externos e, portanto, ambos podem, sem dúvida, ser qualificados como paradas súbitas verdadeiras de capital externo. O primeiro tipo de evento, relativo a choques externos, costuma ocorrer em um grande número de países simultaneamente, de forma que podem ser referidos como eventos sistêmicos de parada súbita. Neste tipo de evento, não ocorre uma mudança objetiva das condições de risco e retorno esperado dos ativos emitidos pela economia doméstica, como resultado da deterioração de seus fundamentos, mas sim uma redução da disposição dos investidores externos de comprar estes ativos, seja devido a um choque agregado na liquidez internacional, seja devido ao contágio dos problemas econômicos de um país sobre economias similares. Como observado, os efeitos recessivos deste tipo de evento sobre a economia doméstica são usados como um argumento a favor da implantação de controles seletivos de capital. O segundo tipo de evento, relativo a choques domésticos idiossincráticos, decorre em geral de uma rápida deterioração dos fundamentos econômicos de um país ou da insistência de seu governo em perseguir políticas econômicas insustentáveis no longo prazo. Por exemplo, uma sobrevalorização irreal da moeda doméstica poderia causar uma expansão prolongada da despesa doméstica, financiada por meio de um aumento insustentável do endividamento externo. Isto abalaria a percepção dos investidores externos quanto à solvência da economia doméstica, resultando em uma interrupção das fontes de financiamento externo. Por outro lado, é mesmo possível que as causas iniciais destes eventos idiossincráticos sequer sejam econômicas, tais como desastres naturais

e instabilidade política. Aliás, os choques idiossincráticos podem tanto inibir a entrada de capital externo como estimular uma fuga de capitais domésticos para o exterior, ou seja, eles podem causar simultaneamente um voo súbito e uma parada súbita verdadeira.

Como os choques por trás destes dois tipos de evento – choques exógenos e choques idiossincráticos – são notoriamente diferentes, também o são as prescrições de política econômica para atenuar a vulnerabilidade da economia doméstica a estes eventos. No caso de eventos com raiz doméstica, em vez de levantar restrições à entrada de capitais, a política apropriada seria desviar a economia para uma trajetória sustentável no longo prazo. Com o objetivo de estudar os determinantes dos primeiros tipos de evento de parada súbita descritos anteriormente – os eventos detonados por choques exógenos à economia doméstica –, Calvo (1998) restringe sua amostra aos eventos acompanhados por uma forte deterioração da percepção do mercado quanto ao risco soberano global dos países emergentes. Desta forma, sua amostra acaba por consistir de grupos de eventos concentrados em um mesmo período de tempo. Ele conclui que, embora estes eventos sistêmicos de parada súbita sejam detonados por choques exógenos, sua magnitude e suas consequências dependem das condições internas das economias domésticas, em particular a existência de desequilíbrios externos e o grau de dolarização dos passivos dos agentes domésticos. Mais especificamente, a vulnerabilidade da economia doméstica aos eventos de parada súbita é exacerbada pela extensão do descasamento em moeda da dívida dos setores público e privado e pela sensibilidade da taxa de câmbio real à interrupção da entrada de capital externo. Esta última, por sua vez, é tanto mais forte quanto maior o tamanho da queda proporcional na absorção doméstica de bens comerciáveis, que é requerida para anular o *deficit* em conta corrente, a qual depende diretamente da proporção desta absorção financiada por meio da conta corrente.

Praticamente toda a literatura empírica se debruça sobre os determinantes dos eventos extremos ocorridos nos fluxos agregados da conta financeira, exceto pelo tratamento em separado da entrada líquida de capitais de não residentes e da saída líquida de capitais de residentes. Por conseguinte, os eventos extremos têm sido identificados diretamente a partir dos fluxos da conta financeira, sem qualquer discriminação entre suas diferentes rubricas. Apenas alguns poucos trabalhos excluem o investimento direto estrangeiro como decorrência de sua maior estabilidade relativa. Até o momento não há registro de uma pesquisa sobre os determinantes específicos dos eventos extremos de cada rubrica da conta financeira, a partir da estimação de um modelo econométrico cuja variável dependente seja um indicador de eventos ocorridos exclusivamente nos fluxos desta rubrica. O trabalho contribui para o preenchimento desta lacuna, cujo esclarecimento é crucial para o desenho de uma política eficiente de controle de capitais. Não é difícil suspeitar que os fluxos das diferentes modalidades de capital abrigadas dentro da conta financeira

respondam diferentemente ao estado da economia doméstica e às flutuações do cenário internacional. É fato notório que o investimento direto estrangeiro tem um horizonte de longo prazo e é calcado em considerações estratégicas, enquanto o investimento em carteira é resultado da exploração no curto prazo de oportunidades de arbitragem entre mercados de capital nacionais. Podem ser ressaltadas muitas outras distinções quanto à natureza e finalidade das diferentes rubricas da conta financeira, resultando em um portfólio líquido de capitais externos bastante heterogêneo no que tange à maturidade, ao risco, ao emissor, à liquidez e a outras características relevantes de seus ativos financeiros.

3 DADOS E METODOLOGIA

O trabalho busca diferenciar os determinantes de eventos extremos entre os fluxos das diferentes rubricas da conta financeira dos países emergentes. Para tanto, é preciso inicialmente que tais eventos sejam identificados separadamente nas séries históricas dos fluxos de cada rubrica. Os eventos no fluxo de uma rubrica não necessariamente coincidem com os eventos em uma outra rubrica, uma vez que cada modalidade de capital pode responder a um conjunto particular de fatores. Além disso, para cada rubrica da conta financeira, o trabalho identifica separadamente os eventos de parada súbita nos fluxos de entrada líquida de capitais de residentes e os eventos de fugas súbitas nos fluxos de saída líquida de capitais de residentes. Como se trata de uma variação de estoque, ambos os fluxos podem ser positivos ou negativos. Para os capitais de não residentes, uma entrada líquida negativa significa que a liquidação bruta de ativos domésticos superou a aquisição bruta. Para os capitais de residentes, uma saída líquida positiva significa que a liquidação bruta de ativos domésticos superou a aquisição bruta.

Em linha com a literatura, o trabalho também faz a identificação de eventos extremos nos fluxos agregados da conta financeira. Estes eventos não necessariamente coincidem com os eventos nos fluxos desagregados. Isto pode ocorrer em dois casos. No primeiro caso, uma ou duas rubricas da conta financeira respondem isoladamente pela mudança brusca no fluxo agregado, permanecendo os fluxos das demais rubricas relativamente estáveis. No segundo caso, mais raro, a mudança brusca no fluxo de uma rubrica é compensada pela direção inversa do fluxo das demais, de forma que o fluxo agregado permanece estável. Estes exemplos mostram a importância da identificação dos eventos extremos a partir dos fluxos desagregados. A estimação da significância estatística e econômica do efeito de uma variável explicativa sobre a probabilidade de ocorrência de eventos extremos no fluxo de uma determinada modalidade de capital exige a construção de uma variável dependente que seja indicadora dos eventos ocorridos exclusivamente nos fluxos daquela modalidade de capital. Esta variável indicadora não pode estar contaminada pela trajetória dos fluxos de outras rubricas da conta financeira.

3.1 Desagregação dos fluxos de capitais

O trabalho segue o critério adotado pelas Estatísticas Financeiras Internacionais (International Financial Statistics – IFS), do Fundo Monetário Internacional (FMI), de desagregação dos fluxos da conta financeira em investimento direto, investimento em carteira, outros investimentos e derivativos financeiros. A conta de investimentos em carteira inclui todas as transações entre residentes e não residentes com ativos financeiros de qualquer maturidade negociados no mercado monetário e no mercado de capitais. Esta conta é desagregada em investimentos de renda variável e investimentos de renda fixa. A conta de outros investimentos inclui todas as transações entre residentes e não residentes que não foram incluídas nas contas anteriores. As principais categorias são empréstimos e financiamentos bancários, depósitos em moeda e linhas de financiamento do comércio exterior. Por esta razão, esta conta é referida neste trabalho simplesmente como empréstimos. Esta conta é desagregada em quatro subcontas, segundo a natureza do receptor doméstico do fluxo externo: bancos, autoridade monetária, governo geral e outros setores. A conta de bancos agrega os fluxos captados pelo setor bancário privado, enquanto a conta de outros setores agrega os fluxos captados pelo setor privado não bancário. O trabalho não analisa a série dos fluxos da conta de derivativos financeiros. Uma vez que esta série é bastante curta em relação às outras rubricas, sua inclusão no estudo limitaria bastante o tamanho da amostra. Além disso, os valores desta conta são também relativamente pequenos, não impactando nas principais conclusões do trabalho. Desta forma, o saldo da conta financeira no trabalho é a soma dos saldos das contas de investimento direto, de investimento em carteira e de outros investimentos (empréstimos), não coincidindo, portanto, com o saldo da conta financeira disponível nas IFS/FMI.

As séries de fluxos da conta financeira e de seus componentes disponíveis na IFS/FMI excluem os fluxos agrupados nas contas de reservas e de financiamento excepcional. A conta de reservas engloba as transações com ativos externos prontamente disponíveis e controlados pelas autoridades monetárias, com o objetivo de financiar diretamente os *deficit* no balanço de pagamentos e as intervenções da autoridade monetária no mercado de câmbio. A conta de financiamento excepcional engloba as transações de empréstimos realizados pelas autoridades do país doméstico com o objetivo de financiar o *deficit* total do balanço de pagamentos, além do uso das reservas cambiais. Como o objetivo deste trabalho é estudar o comportamento dos fluxos financeiros originados a partir das decisões dos agentes econômicos externos, não residentes, faz todo o sentido que o trabalho também exclua da conta financeira as transações com reservas e financiamento excepcional.

As séries de todos os fluxos analisados neste trabalho foram extraídas da IFS/FMI e estão expressas em bilhões de dólares. Os fluxos foram convertidos para dólares do primeiro trimestre de 2011, através da série trimestral do deflator do produto interno bruto (PIB) norte-americano disponível na IFS/FMI. Os resultados mudam um pouco quando os fluxos originais em dólares correntes são usados. Os fluxos não foram normalizados pelo PIB. Primeiro, porque isto reduziria bastante o tamanho da amostra devido à indisponibilidade de dados trimestrais para muitos países. Segundo, porque a análise do trabalho gira em torno do comportamento dos fluxos na proximidade dos eventos, de forma que mudanças significativas no PIB não são observadas. Terceiro, porque o trabalho também estuda o comportamento dos fluxos com dados normalizados pelo desvio-padrão dos fluxos, já capturando, assim, mudanças na magnitude dos fluxos provocadas pelo crescimento das economias.

É importante levar em conta, na interpretação dos resultados, que as três principais rubricas da conta financeira – investimento direto, investimento, em carteira e empréstimos – diferem entre si em relação à natureza do investimento, e não em relação à natureza do devedor. Por exemplo, o ingresso de recursos externos para a compra de ativos soberanos domésticos pode impactar tanto a conta de investimento, em carteira, por meio da compra de títulos públicos, como a conta de outros investimentos, por meio da concessão de empréstimos para bancos oficiais. De certa forma, este aspecto dos dados pode dificultar bastante a obtenção de respostas para algumas perguntas importantes, por exemplo o impacto da atuação do governo doméstico como recipiente de recursos externos sobre a probabilidade de ocorrência de uma parada súbita na entrada de capital externo.

3.2 Identificação dos eventos extremos

Os eventos de parada e fuga súbitas analisados neste trabalho foram identificados por meio do critério desenvolvido em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004). Em linhas gerais, dada a série histórica do fluxo de entrada líquida de capitais externos (não residentes) de uma rubrica da conta financeira de um país, este critério acusa a ocorrência de uma parada súbita em um dado trimestre, quando a redução do fluxo em relação ao trimestre anterior situa-se dois desvios-padrão abaixo da média das variações trimestrais do fluxo no passado recente. Da mesma forma, dada a série histórica do fluxo de saída líquida de capitais domésticos (residentes) de uma rubrica da conta financeira de um país, o critério acusa a ocorrência de uma fuga súbita em um dado trimestre quando o aumento do fluxo em relação ao trimestre anterior situa-se dois desvios-padrão acima da média das variações trimestrais do fluxo no passado recente. Para todo o trimestre, o cálculo da média e do desvio-padrão dos fluxos no passado recente faz uso de uma janela de vinte trimestres anteriores. Os principais resultados encontrados neste trabalho são robustos a uma mudança no tamanho da janela.

Procedimentos alternativos para identificação de eventos extremos, em particular paradas súbitas, são encontrados na literatura empírica. Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) impõem sobre o procedimento anterior o requerimento adicional de que a interrupção do ingresso de capital externo em um país seja acompanhada por uma queda de seu produto agregado. Isto é feito com o propósito de excluir da amostra os eventos em que a redução do *superavit* da conta financeira foi causada por uma reversão estrutural da trajetória da conta corrente ou por uma melhoria nos termos de troca do comércio exterior, os quais não se configuram eventos típicos de paradas súbitas decorrentes do fechamento repentino e conjuntural das fontes de financiamento externo. Alternativamente, Calvo, Izquierdo e Mejía (2008) impõem a condição adicional de que a interrupção na entrada de capital externo seja acompanhada de um aumento na percepção do risco soberano global, a qual é medida por meio do Emerging Markets Bond Index Plus (Embi+), divulgado pelo J. P. Morgan. O objetivo é novamente definir como parada súbita apenas os eventos detonados por decisões dos investidores externos. O inconveniente desta condição é que uma medida agregada de risco soberano implica considerar apenas os eventos sistêmicos de paradas súbitas, uma vez que são excluídos da amostra os eventos idiossincráticos decorrentes de uma deterioração dos fundamentos domésticos do país receptor, cuja percepção pelos investidores externos impacta negativamente no Embi+, do país em questão, mas não necessariamente no Embi+ agregado.

Outros procedimentos de identificação de paradas súbitas podem ser motivados por um conceito diferente de volatilidade dos fluxos de capitais. Por exemplo, Edwards (2004) identifica um evento quando a redução do saldo da conta financeira, em relação ao período anterior, é superior a uma dada proporção do PIB corrente. Este procedimento acusa um número maior de eventos nos países com fluxos externos relativamente mais voláteis, ignorando, assim, o fato de que uma reversão no *superavit* de uma conta financeira altamente volátil é bem menos representativa como parada súbita que uma reversão de mesma magnitude em uma conta pouco volátil. Por sua vez, um procedimento baseado no desvio-padrão das variações do fluxo, como o adotado em Calvo (1998), acusa um número considerável de eventos, mesmo em países cujos fluxos são relativamente estáveis pelos padrões internacionais.

A fim de minimizar o risco de identificação equivocada de eventos de parada súbita, Guidotti, Sturzenegger e Villar (2004) e Cowan *et al.* (2008) acusam a ocorrência de um evento somente quando são observadas as condições de ambos os procedimentos descritos. De qualquer forma, é desnecessário dizer que a escolha do procedimento mais adequado é ainda uma questão controversa na literatura. Este trabalho lança mão do procedimento em Calvo, Izquierdo e Mejía (2004) porque tal procedimento não depende de dados trimestrais para o PIB, possibilitando, assim, a identificação de eventos em um número maior de países e em um

período mais extenso. Além disso, este procedimento é mais amplamente difundido na literatura, o que torna os resultados deste trabalho comparáveis aos de outros trabalhos correlatos.

Para cada rubrica da conta financeira, o trabalho identifica separadamente os eventos de parada súbita, nos fluxos de entrada líquida de capitais de residentes, e de fugas súbitas, nos fluxos de saída líquida de capitais de residentes. Alternativamente, alguns estudos empíricos identificam os eventos de parada súbita a partir da trajetória do saldo líquido da conta financeira, o qual é definido como a diferença entre a entrada líquida de capitais de não residentes e a saída líquida de capitais de residentes. Em seguida, tais eventos são classificados em paradas súbitas ou fugas súbitas em função da importância relativa das variações dos fluxos de capitais de residentes e não residentes na variação líquida da conta financeira.

Caso os eventos extremos ocorram simultaneamente nos fluxos de todas as modalidades de capital, ou mesmo no caso menos extremo de uma alta correlação entre eles, pouca informação adicional seria provida por identificá-los separadamente no fluxo de cada rubrica da conta financeira. Isto porque as variáveis dependentes indicadoras dos eventos em fluxos agregados ou desagregados seriam fortemente correlacionadas. Para esclarecer esta questão, as tabelas 1 e 2 analisam detalhadamente o grau de concomitância entre os eventos extremos nos fluxos desagregados da conta financeira. A parte superior das tabelas mostra a proporção dos trimestres da amostra com ocorrência do evento. No caso dos eventos de parada súbita, na tabela 1, esta proporção situa-se em torno de 15% no caso de todos os fluxos. No caso dos eventos de fuga súbita, na tabela 2, esta proporção gira em torno de 21% nos casos do IDE e do investimento em carteira, caindo 15,55% no caso dos empréstimos e financiamentos.

A proximidade destas proporções pode sugerir equivocadamente uma razoável semelhança no padrão de distribuição ao longo do período amostral dos eventos extremos nos fluxos de diferentes modalidades de capital. Confirmando que isto não é o caso, cada coluna da parte inferior das tabelas mostra para certo fluxo, agregado ou desagregado, a proporção dos trimestres com ocorrência simultânea e exclusiva de evento nos fluxos da linha de referência. Começando pelos eventos de parada súbita, na tabela 1, no caso do investimento direto estrangeiro, em 58,68% dos trimestres com evento neste fluxo não se verificam eventos em qualquer outro fluxo desagregado (investimento em carteira ou empréstimos e financiamentos). Além disso, em 37,14% daqueles trimestres também ocorrem evento em apenas um dos outros fluxos desagregados (16,92% com o investimento em carteira e 20,22% com os empréstimos e financiamentos), e em apenas 4,18% também ocorrem eventos nos dois outros fluxos desagregados.

No caso do investimento em carteira e em empréstimos e financiamentos, em 68,28% e 63,40% dos trimestres com eventos nestes fluxos, respectivamente, não se verifica ocorrência de evento em qualquer outro fluxo desagregado. Em 27,88% e 32,55% dos trimestres ocorre evento em apenas um dos outros fluxos desagregados e em apenas 3,84% e 4,04% dos trimestres ocorre evento nos outros dois fluxos desagregados. A partir dos resultados, percebe-se claramente a discrepância com que os eventos de parada súbita nos fluxos das rubricas da conta financeira distribuem-se ao longo do período amostral.

Resultado semelhante se verifica no caso dos eventos extremos de fuga súbita na tabela 2. Para as três principais rubricas da conta financeira, em torno de 60% dos trimestres com evento nos fluxos de cada rubrica, não se verifica evento em qualquer outro fluxo desagregado, com a maior proporção no caso dos empréstimos e financiamentos. Para o IDE e o investimento em carteira, ocorre evento no fluxo de apenas uma das outras rubricas em 33,64% e 35,88% dos trimestres respectivamente, enquanto ocorre evento nos fluxos das outras duas rubricas em 6,14% e 6,11%. Para os empréstimos e financiamentos, estes números mudam levemente para 28,69% e 8,32%. Novamente, é baixo o grau de concomitância observado entre os eventos nos fluxos de diferentes modalidades de capital.

TABELA 1

Concomitância dos eventos de parada súbita entre os fluxos desagregados da conta financeira – entrada líquida de capitais de não residentes (jan./1985-fev./2011)

Proporção dos trimestres da amostra com ocorrência do evento					
Fluxo de referência	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o investimento direto estrangeiro (IDE)	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Total de trimestres da amostra (1)	3.223	3.223	3.223	3.223	3.223
Total de trimestres com evento (2)	506	502	455	495	470
(2)/(1) (%)	15,70	15,58	14,12	15,36	14,58
Número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo de referência da coluna e no(s) fluxo(s) de referência da linha exclusivamente					
Fluxo de referência agregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Conta financeira (3)	-	416	168	215	291
(3)/(2) (%)	-	82,87	36,92	43,43	61,91
Conta financeira excluindo-se FDI (4)	416	-	115	245	293
(4)/(2) (%)	82,21	-	25,27	49,49	62,34

(Continua)

(Continuação)

Fluxo de referência desagregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Nenhum fluxo desagregado (5)	38	44	267	338	298
(5)/(2) (%)	7,51	8,76	58,68	68,28	63,40
IDE (6)	40	-	-	77	92
(6)/(2) (%)	7,91	-	-	15,56	19,57
Investimento em carteira (7)	98	165	77	-	61
(7)/(2) (%)	19,37	32,87	16,92	-	12,98
Empréstimos e financiamentos (8)	143	213	92	61	-
(8)/(2) (%)	28,26	42,43	20,22	12,32	-
Subtotal: (6) + (7) + (8) = (9)	281	378	169	138	153
(9)/(2) (%)	55,53	75,30	37,14	27,88	32,55
IDE e investimento em carteira (10)	39	-	-	-	19
(10)/(2) (%)	7,71	-	-	-	4,04
Fluxo de referência desagregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
IDE e empréstimos e financiamentos (11)	70	-	-	19	-
(11)/(2) (%)	13,83	-	-	3,84	-
Investimento em carteira e empréstimos e financiamentos (12)	59	80	19	-	-
(12)/(2) (%)	11,66	3,75	4,18	-	-
Subtotal: (10) + (11) + (12) = (13)	168	80	19	19	19
(13)/(2) (%)	33,20	15,94	4,18	3,84	4,04
IDE e investimento em carteira e empréstimos e financiamentos (14)	19	-	-	-	-
(14)/(2) (%)	3,75	-	-	-	-
Total: (5) + (9) + (13) + (14) = (15)	506	502	455	495	470
(15)/(2) (%)	100	100	100	100	100

Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais/Fundo Monetário Internacional (IFS/FMI).

Elaboração dos autores.

Obs.: Os fluxos desagregados são o IDE, o investimento em carteira e a conta de empréstimos e financiamentos. A linha (5) "nenhum fluxo desagregado" é o número de trimestres com ocorrência do evento no fluxo da coluna de referência, mas sem ocorrência do evento em qualquer (outro) fluxo desagregado. O subtotal (9)=(6)+(7)+(8) é o número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo da coluna de referência e em apenas um (outro) fluxo desagregado. O subtotal (13)=(10)+(11)+(12) é o número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo da coluna de referência e em apenas dois (outros) fluxos desagregados.

TABELA 2
Concomitância dos eventos de fuga súbita entre os fluxos desagregados da conta financeira – saída líquida de capitais de residentes (jan./1985-fev./2011)

Proporção dos trimestres da amostra com ocorrência do evento					
Fluxo de referência	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Total de trimestres da amostra (1)	3.093	3.093	3.093	3.093	3.093
Total de trimestres com evento (2)	556	498	651	655	481
(2)/(1) (%)	17,98	16,10	21,05	21,18	15,55
Número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo de referência da coluna e no(s) fluxo(s) de referência da linha exclusivamente					
Fluxo de referência agregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Conta financeira (3)	-	407	241	256	301
(3)/(2) (%)	-	81,73	37,02	39,08	62,58
Conta financeira excluindo-se o IDE (4)	407	-	131	234	334
(4)/(2) (%)	73,20	-	20,12	35,73	69,44
Fluxo de referência desagregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo-se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
Nenhum fluxo desagregado (5)	33	42	392	380	303
(5)/(2) (%)	5,94	8,43	60,22	58,02	62,99
IDE (6)	71	-	-	158	61
(6)/(2) (%)	12,77	-	-	24,12	12,68
Investimento em carteira (7)	72	122	158	-	77
(7)/(2) (%)	12,95	24,50	24,27	-	16,01
Empréstimos e financiamentos (8)	144	222	61	77	-
(8)/(2) (%)	25,90	44,58	9,37	11,76	-
Subtotal: (6) + (7) + (8) = (9)	287	344	219	235	138
(9)/(2) (%)	51,62	69,08	33,64	35,88	28,69
IDE e investimento em carteira (10)	79	-	-	-	40
(10)/(2) (%)	14,21	-	-	-	8,32
IDE e empréstimos e financiamentos (11)	52	-	-	40	-

(Continua)

(Continuação)

Fluxo de referência desagregado	Conta financeira	Conta financeira excluindo -se o IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos
(11)/(2) (%)	9,35	-	-	6,11	-
Investimento em carteira e empréstimos e financiamentos (12)	66	112	40	-	-
(12)/(2) (%)	11,87	7,01	6,14	-	-
Subtotal: (10) + (11) + (12) = (13)	197	112	40	40	40
(13)/(2) (%)	35,43	22,49	6,14	6,11	8,32
IDE e investimento em carteira e empréstimos e financiamentos (14)	39	-	-	-	-
(14)/(2) (%)	7,01	-	-	-	-
Total: (5) + (9) + (13) + (14) = (15)	556	498	651	655	481
(15)/(2) (%)	100	100	100	100	100

Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

Obs.: Os fluxos desagregados são o IDE, o investimento em carteira e a conta de empréstimos e financiamentos. A linha (5) "nenhum fluxo desagregado" é o número de trimestres com ocorrência do evento no fluxo da coluna de referência, mas sem ocorrência do evento em qualquer (outro) fluxo desagregado. O subtotal (9)=(6)+(7)+(8) é o número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo da coluna de referência e em apenas um (outro) fluxo desagregado. O subtotal (13)=(10)+(11)+(12) é o número de trimestres com ocorrência simultânea do evento no fluxo da coluna de referência e em apenas dois (outros) fluxos desagregados.

3.3 Estimação: modelo probit

Um modelo probit é usado para estimar o efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade de ocorrência de cada tipo de evento (parada súbita ou fuga súbita) nos fluxos das diferentes rubricas da conta financeira. A variável dependente é uma variável binária y com valor 1, no caso de ocorrência do evento, e zero, caso contrário. Denotando por Φ a distribuição acumulada de uma normal padrão, segue que a probabilidade de ocorrência de um evento, condicionada ao vetor de regressores X , é dada por $P(y=1|X) = \Phi(\beta X)$. O vetor de parâmetros β é estimado por máximo-verossimilhança. O efeito marginal de qualquer variável explicativa X_i sobre a probabilidade de ocorrência do evento é dado pela derivada $\beta_i \Phi'(\beta X)$.

Uma característica importante do modelo probit é a não linearidade do efeito marginal das variáveis explicativas, o qual depende não apenas do valor de X_i , como também dos valores das outras variáveis explicativas. Isto permite avaliar como o efeito de uma variável é influenciado por mudanças no estado da economia.

3.4 Variáveis explicativas

A seleção das variáveis explicativas toma emprestados diversos resultados da extensa literatura empírica sobre os determinantes dos fluxos de capitais externos e, mais especificamente, dos eventos extremos de paradas ou fugas súbitas de capitais.

Um tema frequentemente abordado é se os fatores por trás da volatilidade dos fluxos de capitais são externos ao país receptor (*push factors*) ou domésticos, diretamente relacionados a seus fundamentos econômicos (*pull factors*). Não causa surpresa esta preocupação, uma vez que as conclusões desta pesquisa ajudam a determinar como e em que extensão os governos nacionais são capazes de influenciar o desempenho da conta financeira de seus países. Igualmente importante é que ambos os tipos de fatores são passíveis de influenciar as decisões alocativas tanto de investidores residentes como de não residentes. Tanto uma crise de liquidez global como o desequilíbrio fiscal de uma economia emergente desencorajam a entrada de capitais de não residentes. Da mesma forma, tanto o aumento do crescimento mundial como a instabilidade política doméstica estimulam a saída de capitais de residentes.

Com base no argumento citado, o trabalho separa as variáveis explicativas em globais e domésticas. As variáveis globais são risco global, crescimento global, liquidez global e taxa de juros global. O risco global é medido pelo índice de volatilidade⁴ (VIX) da Chicago Board Options Exchange. A taxa de juros global é a média das taxas internas de retorno dos títulos públicos de longo prazo dos Estados Unidos, Japão e zona do euro. A variável de liquidez global é a taxa de crescimento da soma dos agregados monetários ampliados dos Estados Unidos, Japão e Reino Unido, convertidos em dólar norte-americano. A taxa de crescimento global é baseada no índice de volume do PIB mundial disponível na IFS/FMI. Com exceção do risco global, as demais variáveis globais são construídas com dados trimestrais da IFS/FMI.

As variáveis domésticas diretamente ligadas a políticas públicas são: *i*) a cobertura do capital externo;⁵ *ii*) o grau de abertura financeira da economia, medido pelo índice *de jure* “kaopen”, desenvolvido em Chin e Ito (2007) e atualizado até 2010; *iii*) o grau de flexibilidade cambial, medido pelo índice desenvolvido em Reinhart e Rogoff (2004) e atualizado até 2010; *iv*) o *superavit* fiscal do governo central normalizado com o PIB, J. P. Morgan; e *v*) o índice de qualidade das instituições, construído com indicadores publicados pelo Banco Mundial (WB).⁶

Foram incluídas também outras variáveis domésticas que não dependem diretamente das decisões de governo, mas que são importantes para descrever o

4. Trata-se de uma medida da volatilidade das opções do índice S&P500, calculado pela Chicago Board Options Exchange.

5. Medido com a razão entre a acumulação do fluxo líquido de entrada de capital externo (que mede o estoque de capital absorvido pela economia) e o estoque das reservas internacionais do país.

6. O Banco Mundial desenvolve indicadores a partir de diferentes aspectos da governança dos países: *i*) governança (ge); *ii*) qualidade regulatória (rq); *iii*) validade da lei (rl); *iv*) controle da corrupção (cc); *v*) estabilidade política (ps); e *vi*) transparência e democracia (va). Estes indicadores anuais apresentam elevado grau de correlação entre si. Isto sugere a construção de um indicador que sintetiza a informação destes seis itens. Para tal, efetua-se a decomposição canônica da matriz de covariância desses indicadores e define-se a primeira componente deste indicador. Verifica-se que este fator explica 78% da variância total e entre 72% e 92% da variância de cada uma das componentes.

ambiente econômico local, tais como: *vi*) o grau de abertura comercial da economia *de facto*, medido como a soma das exportações e das importações como proporção do PIB; *vii*) a taxa anual de inflação; *viii*) a taxa anual de crescimento do PIB; *ix*) o crédito doméstico; *x*) a desvalorização da taxa de câmbio; e *xi*) a dívida externa líquida em dólar do governo normalizada com o PIB, J. P. Morgan.

As variáveis de estoque (dívida ou crédito), bem como o *superavit* fiscal, foram normalizadas pelo PIB. Quando necessário, uma variável entra defasada de um trimestre na especificação, a fim de evitar problemas de endogeneidade. Sempre que omitida, a fonte de dados é a IFS/IFM. O índice de flexibilidade cambial vai de 1 a 14 em ordem decrescente de rigidez da taxa de câmbio nominal. Algumas destas variáveis são observadas anualmente; e neste caso, os valores de cada ano foram repetidos para todos os trimestres do ano.

A base de dados usada na estimação do modelo econométrico é um painel não balanceado das doze economias emergentes que entram no cálculo do índice Embi+, produzido pelo J. P. Morgan. Isto porque os dados para a construção de boa parte das variáveis explicativas são providas pelo J. P. Morgan apenas para estes países. Levando-se também em conta a restrição de dados da IFS/FMI para as demais variáveis explicativas, a amostra fica restrita a dezenove países. O período amostral vai de janeiro de 1985 até fevereiro de 2011. O uso de uma série longa esbarra na disponibilidade de dados e na sua pouca representatividade para o período atual.

4 RESULTADOS

Esta seção descreve e interpreta os resultados. A seção 4.1 apresenta os coeficientes estimados e discute o sinal dos coeficientes significativos. Esta seção também apresenta o efeito marginal de um choque nas variáveis explicativas sobre a probabilidade dos eventos extremos. A seção 4.2 discute o poder de explicação das variáveis locais – *vis-à-vis* as variáveis globais – em relação à probabilidade de parada súbita na entrada líquida de capital externo.

4.1 Coeficientes estimados

A tabela 3 mostra os resultados da estimação do modelo probit em relação aos eventos de parada súbita na entrada líquida de capital externo. Cada uma das cinco colunas corresponde aos eventos em um determinado tipo de fluxo de capital: conta financeira agregada (soma do investimento direto, investimento em carteira e outros investimentos); conta financeira excluindo o investimento direto; investimento direto, investimento em carteira e outros investimentos (empréstimos e financiamentos). A medida de aversão ao risco VIX é a única variável global com efeito significativo e sinal esperado nas regressões dos cinco tipos de capital.

O efeito das outras variáveis globais depende do tipo de fluxo analisado, podendo não ser significativo ou ter um sinal inesperado.⁷

Entre as variáveis locais diretamente ligadas a escolhas de política pública, um choque nas reservas cambiais ou no *superavit* fiscal tem efeito significativo e sinal esperado sobre a probabilidade de parada súbita nos cinco tipos de fluxos. Uma redução do estoque de reservas aumenta a exposição do investidor externo ao risco fronteira, ou seja, o risco de que seus rendimentos em moeda local não possam ser convertidos em moeda estrangeira. Por sua vez, um aumento do *superavit* fiscal reduz o risco de crédito dos títulos públicos domésticos. A medida de abertura financeira, por seu turno, e o índice de flexibilidade cambial apresentam resultados menos consistentes, pois são significativos apenas para alguns tipos de fluxo. O aumento da abertura financeira afeta apenas o investimento direto, enquanto a flexibilização cambial afeta apenas o investimento em carteira e o fluxo total sem o investimento direto. Países com maior abertura financeira têm menos chance de enfrentar uma redução brusca no investimento direto, enquanto países com maior flexibilidade cambial têm mais chance de enfrentar crise na conta financeira. As demais variáveis locais foram incluídas como variáveis de controle, pois a correlação entre elas torna difícil interpretar os sinais dos coeficientes estimados.

TABELA 3
Modelo probit para a ocorrência das paradas súbitas dos fluxos de entrada de capital

	Total		Total exclusive IDE		IDE		Investimento em carteira		Empréstimo e financiamento	
Número de observações	714		714		718		734		718	
Número de países	17		17		17		17		17	
Teste de Wald	99,36		95,52		68,98		48,63		68,89	
Prob	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	
Entrada	Total		Total exclusive IDE		IDE		Investimento em carteira		Empréstimo e financiamento	
	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.
Variáveis globais										
Taxa de crescimento	0,90	5,30	-0,26	4,93	5,52	4,76	-2,82	4,74	-0,36	5,19
Liquidez	-0,07%	0,03	-0,02	0,03	-0,01	0,03	0,01	0,03	-0,03	0,03
Taxa de juros média	-0,45\$	0,17	-0,25*	0,15	-0,12	0,14	0,04	0,14	-0,25	0,16
VIX (<i>Volatility Index</i>)	0,06\$	0,01	0,05\$	0,01	0,04\$	0,01	0,02\$	0,01	0,03\$	0,01

(Continua)

7. No caso da taxa de juros global, o sinal negativo pode estar relacionado com a resposta das autoridades monetárias dos Estados Unidos ao aperto de liquidez devido ao aumento excepcional do risco com o fim da bolha de internet de 1997, o ataque de 11 de Setembro de 2001, ou a crise de 2008. Neste caso, a redução de juros está relacionada com uma crise global.

(Continuação)

Entrada	Total		Total exclusive IDE		IDE		Investimento em carteira		Empréstimo e financiamento	
	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.
Variáveis globais										
Cobertura externa	0,39\$	0,10	0,16\$	0,05	0,03	0,04	0,07*	0,04	0,27\$	0,08
Abertura financeira	-0,05	0,08	0,05	0,05	-0,12%	0,05	0,05	0,05	-0,09	0,07
Flexibilidade cambial	0,11	0,11	0,20%	0,08	0,04	0,08	0,18%	0,07	0,14	0,12
Superavit fiscal	-0,13\$	0,04	-0,06%	0,03	-0,06%	0,02	-0,04*	0,02	-0,14\$	0,04
Índice de governança	-0,13	0,12	-0,09	0,06	0,01	0,06	-0,05	0,05	-0,19*	0,12
Variáveis de controle										
Dívida externa pública/ PIB	0,00	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	-0,01%	0,01	0,01	0,01
Abertura comercial	-0,12%	0,05	-0,02	0,03	-0,06%	0,03	0,04*	0,02	-0,08*	0,04
Inflação	-0,01	0,01	-0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,01
Taxa de crescimento doméstica	0,05*	0,02	0,06\$	0,02	-0,03*	0,02	0,06\$	0,02	0,03	0,02
Crédito/PIB	0,03%	0,01	0,02%	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01	0,02*	0,01
Desvalorização cambial	1,19	2,76	0,14	1,76	0,32	1,95	0,94	4,47	0,33	1,64
Constante	-0,82	0,82	-2,01	0,69	-1,13	0,64	-2,48	0,64	-1,35	0,77

Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

Obs.: Significativo a: \$:<0,01 %: <0,05 *: <0,1. Estimado com a rotina *xtprobit* do programa Stata com um efeito aleatório por país para o período de 1995 até 2011, e os países emergentes são: Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela.

A tabela 4 mostra os resultados da estimação do modelo probit em relação aos eventos de fugas súbitas de capital doméstico. O poder de explicação das variáveis selecionadas em relação à probabilidade destes eventos é muito menor. A maioria das variáveis não é significativa; e, além disso, nos casos do investimento direto e do investimento em carteira, o teste de Wald não rejeita, ao nível de 1%, a hipótese nula de que todos os coeficientes sejam nulos.

TABELA 4

Modelo probit para a ocorrência das paradas súbitas dos fluxos de saída de capital

Saída	Total	Total exclusive IDE	IDE	Investimento em carteira	Empréstimo e financiamento
Número de observações	616	637	671	657	697
Número de países	17	17	17	17	17
Wald	36,09	32,81	27,10	27,16	53,57
Prob	0,002	0,005	0,028	0,027	0,000

(Continua)

(Continuação)

Saída	Total		Total exclusive IDE		IDE		Investimento em carteira		Empréstimo e financiamento	
	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.	coef.	d.p.
Variáveis globais										
Taxa de crescimento	-4,76	5,40	0,07	4,55	-7,86	5,52	-0,03	5,21	-8,25	5,30
Liquidez	0,05	0,03	0,00	0,03	0,06*	0,03	0,00	0,03	0,02	0,03
Taxa de juros média	-0,03	0,16	-0,12	0,13	0,11	0,17	-0,19	0,15	0,03	0,16
VIX (<i>Volatility Index</i>)	-0,03\$	0,01	-0,02%	0,01	-0,02	0,01	-0,01	0,01	-0,03\$	0,01
Variáveis domésticas										
Cobertura externa	0,01	0,08	0,03	5	-0,05	0,06	0,13%	0,06	-0,15\$	0,04
Abertura financeira	-0,04	0,08	0,00	0,05	0,03	0,07	-0,13*	0,07	0,03	0,05
Flexibilidade cambial	0,38\$	0,14	-0,11	0,08	0,08	0,13	-0,23*	0,12	0,03	0,09
<i>Superavit</i> fiscal	-0,01	0,03	-0,02	0,02	-0,01	0,03	0,02	0,03	-0,01	0,02
Índice de governança	-0,25	0,17	0,09	0,06	-0,09	0,12	0,09	0,09	-0,03	0,06
Variáveis de controle										
Dívida externa pública/ PIB	-0,02%	0,01	-0,01	0,00	-0,03\$	0,01	-0,02%	0,01	-0,02\$	0,01
Abertura comercial	0,04	0,05	0,02	0,02	-0,02	0,04	-0,04	0,03	0,02	0,02
Inflação	0,00	0,01	0,02\$	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01	-0,01	0,01
Taxa de crescimento doméstica	0,04*	0,02	0,00	0,02	0,07%	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02
Crédito/PIB	-0,04%	0,02	-0,01	0,01	-0,03%	0,02	-0,03\$	0,01	-0,01	0,01
Desvalorização cambial	2,07	8,73	6,87	9,10	3,60	13,31	1,68	5,01	15,04	16,46
Constante	-0,96	0,83	0,38	0,61	-0,68	0,84	1,17	0,75	-0,32	0,71

Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

Obs.:¹ Significativo a : \$:<0,01 %: <0,05 *: <0,1. Estimado com a rotina *xtprobit* do programa Stata com um efeito aleatório por país para o período de 1995 até 2011, e os países emergentes são: Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Hungria, Índia, Indonésia, México, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Turquia, Ucrânia, Uruguai e Venezuela.

² coef.= coeficiente; d.p.= desvio-padrão.

A tabela 5 mostra o efeito marginal das variáveis explicativas sobre a probabilidade de ocorrer uma parada súbita na entrada líquida de capital externo. Este efeito aparece multiplicado pelo desvio-padrão da variável explicativa. O valor médio e o desvio-padrão de cada explicativa foram calculados, para o Brasil e para o conjunto dos países emergentes, para o período de 1995 até 2011. Como o desvio-padrão reflete uma variação típica, este produto pode ser interpretado como o efeito marginal de uma variação típica de cada variável sobre a probabilidade de ocorrer um evento, medido em termos percentuais. Este resultado deve ser visto com cautela, pois as variáveis explicativas são correlacionadas. A variação de uma variável é, em média, acompanhada pela variação de outra variável, o que não está sendo considerado no cálculo do efeito marginal.⁸ Outro ponto a se considerar é a estrutura não linear do modelo probit, de forma que o efeito marginal

8. Esta questão foge ao escopo deste texto e está relacionada a questões de identificação de causalidade entre os choques ocorridos nas explicativas. Nossa medida é parcial, mas evita este tipo de questão.

das variáveis explicativas sobre a probabilidade de um evento não é constante e depende do valor de todas as variáveis explicativas. Além disso, a variabilidade de cada variável explicativa é heterogênea. Consequentemente, o efeito marginal é calculado para as médias e os desvios-padrão das variáveis explicativas do Brasil e dos países emergentes como um todo.

A tabela 5 mostra que o aumento do risco global (VIX) implica o aumento entre 4% e 14% da probabilidade de um evento, dependendo do tipo de fluxo e do tipo de média considerada (Brasil ou emergentes). O fluxo de investimento direto é a conta mais afetada. Não se observa um padrão das diferenças de resposta entre os valores condicionados à média do Brasil das dos demais emergentes.

O aumento da exposição do capital externo devido à disponibilidade de reservas tem um efeito entre 1% e 16%. O fluxo menos afetado é o do investimento direto. O resultado mostra que os investidores financeiros são mais sensíveis a esta variável, o que é consistente com o comportamento mais volátil deste tipo de capital. Neste caso, para todos os fluxos, observa-se que o Brasil é menos afetado que os demais emergentes.

O aumento do *superavit* reduz a chance de crise entre 1% e 5%. Os resultados não mostram uma diferença sensível entre os investidores diretos e financeiros, assim como entre a situação do Brasil em comparação com o conjunto dos emergentes. As demais variáveis apresentam respostas, ou não, significativas ou com efeitos menos expressivos.

TABELA 5

Efeito sobre a probabilidade de ocorrer parada súbita no fluxo de entrada devido ao aumento de um desvio-padrão da variável explicativa associada

	Total		Total exclusive IDE		IDE		Investimento em carteira		Empréstimo e financiamento	
	Brasil	Demais	Brasil	Demais	Brasil	Demais	Brasil	Demais	Brasil	Demais
Variáveis globais										
Taxa de crescimento	0,36	0,19	-0,10	-0,07	1,99	1,57	-0,71	-0,90	-0,12	-0,08
Liquidez	-3,97	-1,96	-1,28	-0,94	-0,68	-0,51	0,35	0,43	-1,72	-1,12
Taxa de juros média	-6,00	-2,90	-3,29	-2,40	-1,57	-1,17	0,38	0,46	-2,83	-1,82
VIX (<i>volatility index</i>)	14,57	9,20	13,28	11,22	9,95	8,40	3,94	5,05	6,14	4,52
Variáveis domésticas										
Cobertura externa	5,69	15,46	2,14	6,71	0,40	1,16	0,66	3,15	3,26	10,17
Abertura financeira	-1,04	-0,97	1,08	1,53	-2,08	-2,78	0,72	1,67	-1,52	-1,78
Flexibilidade cambial	1,69	1,79	2,98	4,61	0,50	0,75	1,91	4,69	1,79	2,43
<i>Superavit</i> fiscal	-3,44	-4,51	-1,49	-3,30	-1,52	-3,37	-0,72	-2,70	-2,98	-5,02
Índice de governança	-0,66	-2,46	-0,42	-2,41	0,06	0,40	-0,16	-1,51	-0,78	-3,54

Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

4.2 Distinguindo o efeito dos fatores globais e locais

As paradas súbitas dos fluxos dos diversos componentes do fluxo de capital são em parte resultado das condições globais, as quais não dependem das condições dos países emergentes ou das escolhas de seus governos. Uma questão interessante é avaliar ou identificar o conjunto de eventos cuja probabilidade de ocorrência não depende de variáveis domésticas.

O evento de parada súbita divide em dois grupos o conjunto das observações trimestre/país que compõe a amostra do trabalho: o grupo de crise, que compreende todas e somente as observações em que ocorre uma parada súbita, e o grupo de não crise. O modelo de classificação (probit) mede a probabilidade de uma observação qualquer da amostra pertencer ao grupo de crise, e o seu desempenho é dado por sua capacidade de identificar corretamente os dois grupos.

A inclusão de variáveis necessariamente melhora o desempenho do modelo, e quando as variáveis incluídas não condicionam as demais variáveis, a melhoria na capacidade de o modelo explicar a ocorrência da crise, ou identificá-la, pode ser atribuída às variáveis incluídas. Considerando que os países da nossa amostra são pequenos diante do mercado financeiro global, é razoável supor que as variáveis de cada país (locais) não condicionam as variáveis globais, e portanto se pode medir a contribuição das variáveis locais na explicação da crise, utilizando-se a variação do desempenho do modelo. O desempenho pode ser medido considerando-se a capacidade do modelo: *i*) de separar as duas situações, de crise e não crise; ou *ii*) de classificar corretamente a ocorrência dos eventos de crise e não crise. Estas duas abordagens são discutidas a seguir.

4.2.1 Primeira abordagem

Tecnicamente, o modelo probit é um modelo de classificação binária que estima a combinação linear das variáveis explicativas que melhor separa os dois grupos de eventos (crise e não crise). Uma forma de avaliar o grau de separação entre os dois grupos é utilizar o valor esperado da probabilidade de crise ($y = 1$) segundo o modelo (M) $ph = E(Prob(y = 1|M))$, para calcular a proporção da variância total $VE(M)$ que é atribuída à variância entre os grupos. Quanto maior for esta proporção, maior a capacidade de o modelo distinguir entre os grupos de crise e não crise. Portanto, a diferença $VE(G,L) - VE(G)$ é uma medida do efeito da inclusão das variáveis locais (L) na capacidade do modelo de separar os grupos ou identificar a ocorrência de uma crise. Efeito que pode ser interpretado como a contribuição do país à ocorrência de uma crise.

A tabela 6 mostra esta proporção para os modelos que utilizam todas as variáveis $VE(G,L)$ e os que consideram apenas as variáveis globais $VE(G)$, isto para os fluxos de entrada dos seguintes itens: conta financeira, investimento em

carteira, empréstimos e financiamentos e investimento direto estrangeiro (IDE). Para cada um destes casos, a diferença entre estas proporções é uma medida da quantidade de informação que as variáveis locais acrescentaram para discriminar entre o grupo de crise e o grupo de não crise.

TABELA 6

Proporção da variância entre as probabilidades de crise

	Conta financeira		Investimento em carteira		Empréstimos e financiamentos		IDE	
	Y G,L	Y G	Y G,L	Y G	Y G,L	Y G	Y G,L	Y G
VE/VT	0,29	0,17	0,09	0,08	0,21	0,08	0,10	0,04

Fonte: IFS/FMI.

Elaboração dos autores.

Os resultados mostram que o aumento do desempenho devido à inclusão das variáveis locais varia entre 13%, no caso dos empréstimos e financiamentos, e 1%, no caso do investimento em carteira. Ou seja, as variáveis locais são muito importantes para explicar a ocorrência de paradas súbitas do fluxo de empréstimos e financiamentos e pouco importantes para explicar as paradas súbitas da entrada de investimento em carteira.

4.2.2 Segunda abordagem

Uma forma direta de medir o desempenho de um modelo de classificação é contar a proporção dos eventos que são classificados incorretamente, seja identificando como crise um evento de não crise, seja vice-versa. Naturalmente, quanto menor esta proporção maior o desempenho.

Uma observação (i) que pertence ao conjunto de crise (C) ou não crise (nC) é identificada como de crise (não crise) quando o valor esperado da probabilidade de crise $ph(i|m) = E(Prob(y_i=1|m))$ é maior (menor) que um valor crítico x . Assim, para qualquer valor crítico x , pode-se calcular as probabilidades de erro do tipo I – prevê crise quando $i \in nC$, $p(m|x) = \#(i \text{ tais que } ph(i|m) > x \text{ e } i \in nC) / \#nC$; e a probabilidade de erro do tipo II – prevê não crise quando $i \in C$, $q(m|x) = \#(i \text{ tais que } ph(i|m) < x \text{ e } i \in C) / \#C$. A escolha do valor crítico é arbitrária, mas costuma ser escolhido de forma a equilibrar as duas probabilidades de erro, porque o aumento do valor de x reduz a probabilidade de erro do tipo I, mas aumenta a probabilidade de erro do tipo II, e vice-versa.

Como o desempenho de um modelo é avaliado por dois critérios, vamos comparar os modelos escolhendo valores críticos (x , x^*), de tal forma que as probabilidades de erro do tipo I sejam iguais para os dois modelos, e, por isto, o desempenho pode ser avaliado considerando-se a probabilidade de erro do tipo II. Para isto, seja a função $f(x|m, m^*)$ que associa a cada valor crítico x do modelo (m) o valor crítico x^* do modelo (m^*), de tal forma que $p(m|x) = p(m^*|x^*)$.

O efeito da inclusão das variáveis locais sobre o desempenho dos modelos é então calculado comparando-se $q(G,L|x)$ com $q(G|x^*)$, em que $x^*=f(x,(G,L),(G))$. Nos resultados que se seguem, as probabilidades de erro do tipo I e II foram transformadas em seus complementos, $qx(m|x)=1-q(m|x)$, e $px(m|x)=1-p(m|x)$.

A tabela 7 mostra, para cada percentil da amostra de não crises, o aumento da probabilidade de acerto das crises – dado pela diferença $qx(G,L|x) - qx(G|x^*)$ – para cada um dos tipos de fluxo de entrada de capital estudados. Pode-se observar que o efeito dos fatores locais sobre as crises de entrada de portfólio são substancialmente menores que as observadas para os demais tipos de fluxo, o que sugere que neste caso as crises são tipicamente originadas apenas devido às alterações das condições internacionais. Por sua vez, para o fluxo de investimento direto, os fatores locais têm um efeito preponderante.

TABELA 7
Aumento da probabilidade de identificação correta de uma crise – parada súbita – em função do valor crítico x , segundo quatro tipos de fluxo de entrada de capital

x	Total	Investimento em carteira	Empréstimos e financiamentos	FDI
25	0,00	0,08	0,08	0,01
50	0,03	0,05	0,04	0,04
60	0,04	0,08	0,11	0,15
70	0,07	0,06	0,10	0,27
80	0,13	0,03	0,23	0,24
90	0,20	0,02	0,12	0,15
93	0,15	0,01	0,12	0,09
96	0,12	-0,07	0,18	0,08
98	0,04	-0,06	0,32	0,06
100	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: IFS/FMI.
Elaboração dos autores.

O gráfico 1 mostra, para o fluxo de entrada de capital, os gráficos de $px(G,L)$, $px(G)$, $qx(G,L)$ e $qx(G)$, onde os pontos de corte (x,x^*) foram pareados de tal forma que $px(G,L)=px(G)$. Observa-se que $px(m|x)$ aumenta e $qx(m,x)$ diminui à medida que aumenta o valor crítico. A escolha do valor crítico é arbitrária, mas para todo x $qx(G,L) > qx(G)$, em particular para os valores à direita do cruzamento entre px e $qx(G)$, onde as diferenças são mais expressivas. Por exemplo, no entorno do percentil (70), cerca de 50% das crises se devem exclusivamente a fatores globais, mas os fatores locais explicam cerca de 15% a mais de crises.

Os gráficos 2 a 4 repetem o exercício para os demais componentes do fluxo de entrada de capital. Pode-se observar que o desempenho dos fatores locais é heterogêneo e que, no caso do fluxo de investimento em carteira, o efeito das variáveis locais é muito pequeno, assim como a tabela 7 já mostrou.

GRÁFICO 1
Entrada total

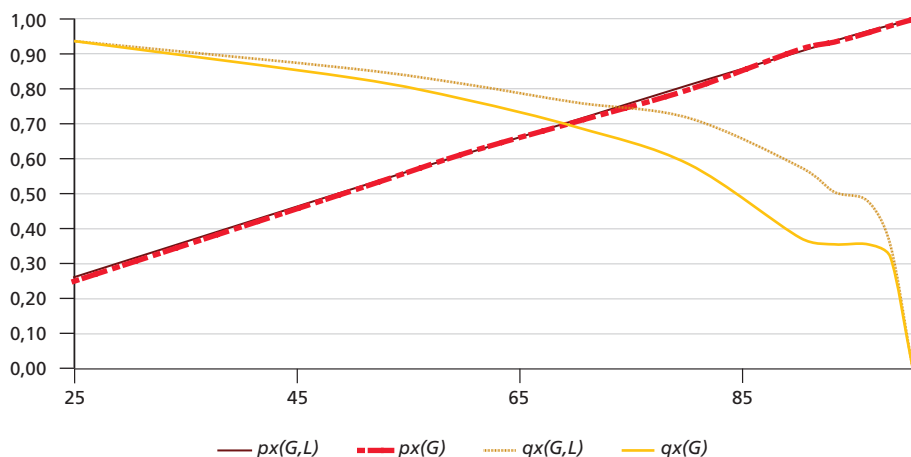


GRÁFICO 2
Entrada de portfólio

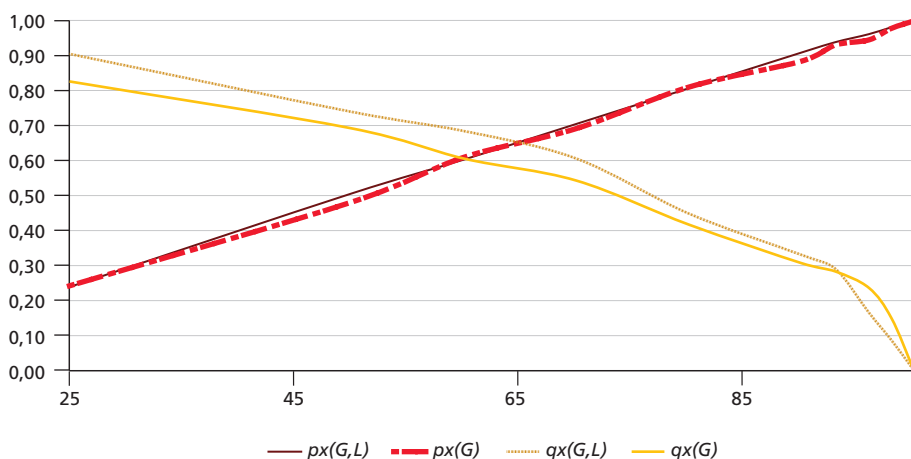
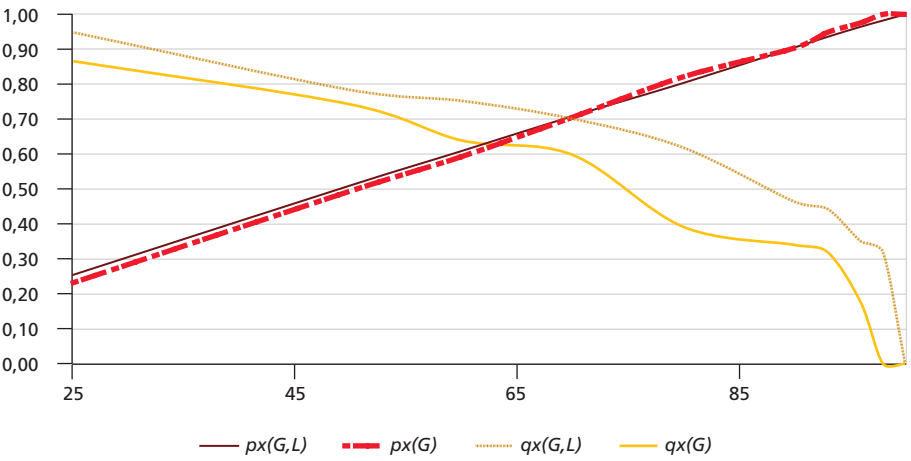
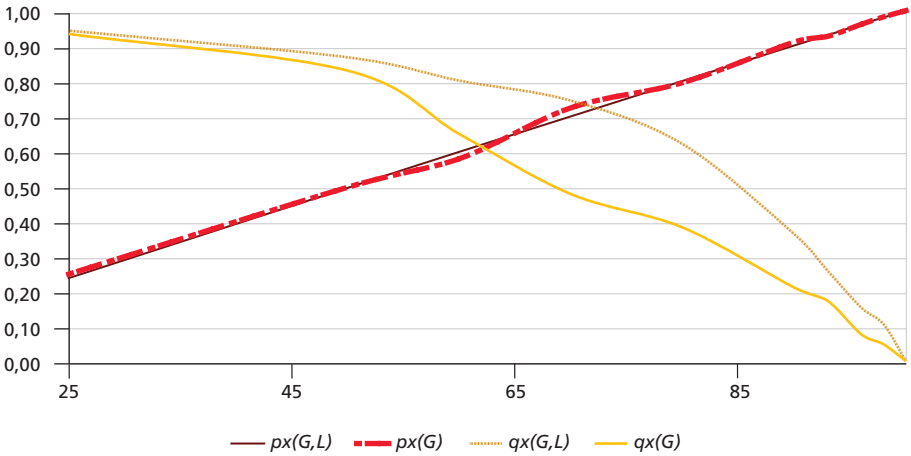


GRÁFICO 3
Entrada de outros investimentos



Fonte: IFS/FMI.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Entrada de FDI



Fonte: IFS/FMI.
Elaboração dos autores.

5 CONCLUSÕES

O trabalho desagrega a conta financeira do balanço de pagamentos, a fim de estudar o comportamento da entrada líquida de cada um de seus componentes durante os eventos de parada súbita de capital externo ocorridos em países emergentes e

países desenvolvidos nas últimas três décadas. Nos dois grupos de países, o fluxo de investimento direto estrangeiro é relativamente pouco afetado naqueles eventos, ao contrário do que ocorre com o fluxo de investimento em carteira e o fluxo de empréstimos. Isto decorre certamente da maturidade consideravelmente mais longa do investimento direto, de forma que seu fluxo não responde tão fortemente a choques transitórios nos mercados financeiros internacionais. O investimento em carteira é a rubrica mais afetada nos países emergentes, enquanto a conta de empréstimos (outros investimentos) é a mais afetada nos países desenvolvidos.

Desagregando-se a conta de investimento em carteira, o fluxo de renda fixa sofre uma queda relativamente maior que o fluxo de renda variável durante os eventos de parada súbita nos dois grupos de países. Da mesma forma que o investimento direto, a compra de ações de empresas domésticas poderia refletir uma aquisição de participação societária com objetivo de prazo mais longo, e não meramente uma exploração de oportunidades de curto prazo no mercado de capitais doméstico. Por fim, a desagregação da conta de empréstimos (outros investimentos) mostra que os fluxos de capital externo destinados ao setor público doméstico sofrem uma contração bem menor em relação aos fluxos destinados aos bancos e às empresas privadas. Este resultado sugere que a deterioração do risco de crédito durante os eventos de parada súbita não se manifesta igualmente sobre os títulos emitidos por todos os setores da economia doméstica, impactando mais fortemente sobre os setores que tradicionalmente não dispõem de garantias estatais.

REFERÊNCIAS

- CALVO, G. Capital flows and capital-markets crisis: the simple economics of sudden stops. **Journal of Applied Economics**, p. 35-54, Nov. 1998.
- CALVO, G.; IZQUIERDO, A.; MEJÍA, L. F. **On the empirics of sudden stops**: the relevance of balance – sheet effects. Washington: NBER, 2004. (Working Paper, n. 10520).
- _____. **Systemic sudden stops**: the relevance of balance – sheet effects and financial integration. Washington: NBER, 2008. (Working Paper, n. 14026).
- CHINN, D. M.; HITO, I. A new measure of financial openness. **Manuscrito**, 2007.
- COWAN, K. *et al.* **Financial diversification, sudden stops and sudden starts**. In: _____. **Current account and external financing**. Chile: Central Bank of Chile, 2008.
- DORNBUSCH, R.; GOLDFAJN, I.; VALDES, R. Currency Crises and Collapses. **Brookings papers on economic activity**, n. 2, p. 219-270, 1995.

EDWARDS, S. **Financial openness, sudden stops and current account reversals**. Washington: NBER, 2004. (Working Paper, n. 10277).

FAUCETTE, J. E.; ROTHENBERG, A.; WARNOCK, F. E. Outflows-induced sudden stops. **The Journal of Policy Reform**, v. 8, n. 2, p. 119-129, 2005.

FORBES, K. J.; WARNOCK, F. E. **Capital flow waves: surges, stops, flight and retrenchment**. Washington: NBER, 2011. (Working Paper, n. 17351).

GUIDOTTI, P. E.; STURZENEGGER, F.; VILLAR, A. On the consequences of sudden stops. **Economia**, Spring, 2004.

J. P. MORGAN. **Emerging markets debt and fiscal indicator**, [s.l.], 2010.

MENDOZA, E.; SMITH, K. Quantitative implications of a debt-deflation theory of sudden stops and assets prices. **Journal of International Economics**, v. 70, n. 1, p. 82-114, 2006.

REINHART, M. C.; ROGOFF, S. K. The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. **The Quarterly Journal Of Economics**, v. 119, n. 1, 2004.

STIGLITZ, J. Capital market liberalization, economic growth and instability. **World development**, n. 25, p. 1075-1086, 2000.

MACROFINANÇAS

CURVA DE JUROS BRASILEIRA: MODELOS DE NÃO ARBITRAGEM COM FATORES MACRO¹

Marcos S. Matsumura²
Ajax Moreira³

A estrutura a termo das taxas de juros sintetiza a percepção dos agentes sobre o estado futuro da economia. A interação entre a percepção e as variáveis macroeconômicas é um elemento importante a ser levado em conta pelas autoridades monetárias (AM) para as decisões políticas e para efeitos de previsão pelos participantes do mercado. Ang e Piazzesi (2003) – A&P –, discutem esta interação combinando a literatura de finanças e macroeconômica.

Na literatura de finanças, os modelos (Duffie e Kan, 1996) constituem uma classe muito popular de modelos, em que o rendimento e os prêmios de risco são modelados em tempo contínuo como funções afins de variáveis de estado não observadas. No entanto, os modelos afins padrão não contêm variáveis macroeconômicas, o que significa que os fatores não observáveis e as previsões não podem ser relacionados com macrochoques.

Modelos macroeconômicos analisam o efeito de variáveis não financeiras sobre a curva de rendimento, e modelam a dinâmica dos efeitos sobre as taxas de choques financeiros e macro. Mas não levam em conta restrições de arbitragem entre as taxas das diversas maturidades, o que pode levar a uma sobreparametrização do modelo e a uma redução de sua capacidade de previsão.

O modelo afim proposto por A&P incorpora variáveis macro em um tempo discreto e uma função de reação das autoridades monetárias aos choques nominais, isto é, uma regra de Taylor. Desse modo, eles identificam de forma mais ampla os determinantes das dinâmicas da curva de juros, além de impor restrição de arbitragem entre os vencimentos de rendimento.

Devido à inclusão das variáveis macro e ao caráter não linear do modelo, a tarefa de inferência dos parâmetros torna-se particularmente laboriosa, especialmente

1. Este texto resume o *Texto para Discussão*, n. 1210 do Ipea que foi aperfeiçoado e publicado no artigo indicado no seguinte endereço eletrônico: <<http://goo.gl/I2g8Rn>>.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac do Ipea.

por causa do número elevado de parâmetros e dos problemas de identificação, que são mais complexos do que aqueles do modelo Vector Autoregression. A dificuldade da inferência motivou Ang, Dong e Piazzesi (2005) a utilizar o algoritmo da Cadeia de Markov MonteCarlo (MCMC), uma abordagem bayesiana (ver Gamermam, 1997, e Johannes e Polson, 2003), que é menos vulnerável a questões dimensão e não linearidade do que os estimadores de máxima verossimilhança.

O mercado financeiro brasileiro, assim como os mercados de outros países emergentes, tem características que o tornam diferente dos de países desenvolvidos, como a menor liquidez de títulos, estrutura de curto prazo (menos de três anos), o maior número de intervenções que resultam em mudanças de regime e de regras de operação, a existência de risco de crédito da dívida pública, a maior volatilidade dos preços devido à instabilidade macroeconômica e vulnerabilidade devido às variações das taxas de câmbio – variações determinadas em grande parte por condições externas ao país.

Adaptamos o modelo de A & P para analisar a curva de juros no Brasil, mudando a frequência de dados observados, a escolha das variáveis macro e a interpretação da regra de Taylor. Foram utilizados dados de alta frequência (diária) para compensar o período histórico menor em que as regras e o regime são estáveis, e usando as macrovariáveis relevantes disponíveis naquela frequência.

No Brasil, assim como em outros países emergentes, a taxa de câmbio desempenha um papel fundamental na estabilização dos preços. Ela afeta diretamente o preço dos produtos comercializáveis e, indiretamente, os preços regulados e as expectativas de preços. Além disso, depende de mercados internacionais. Desde janeiro de 1999, o Brasil começou a operar sob um regime de taxa de câmbio flutuante, o que provoca choques, repasse cambial de preços ao consumidor doméstico e inflação. Expectativa de inflação e taxas de câmbio são as principais variáveis macro que interagem com as taxas de juros, e essas variáveis estão disponíveis na frequência diária.

Os contratos negociados na bolsa de futuros brasileira, Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), permitem estimar a estrutura a termo doméstica e a expectativa do mercado da taxa de inflação para vários horizontes futuros. O regime de câmbio flutuante e a disponibilidade de dados de inflação esperadas reduziu nossa amostra para o período de abril de 2002 a outubro de 2005, em um total de 870 dias.

Os problemas numéricos resultantes da utilização de séries de alta frequência foram tratados pela especificação e estimação do modelo em duas versões. A versão (C) é definida em tempo contínuo e utiliza o estimado de máxima verossimilhança, enquanto a versão (D) foi definida em tempo discreto e utiliza o estimador bayesiano MCMC. Depois que os modelos são estimados, são definidas medidas

de ajustamento, de capacidade de previsão e funções de impulso resposta, de tal forma que os principais resultados das duas versões são comparáveis.

Nossa escolha de utilizar a modelagem em tempo contínuo foi motivada a partir da tradição de um grande corpo de literatura financeira. No entanto, a carga computacional é muito maior do que no modelo de tempo discreto, modelo que provou atender as nossas necessidades, mesmo com dados de alta frequência. Além disso, o uso de algoritmos MCMC permite lidar com a delicada questão de avaliar a robustez dos resultados de inferência.

Usamos prêmio de risco afim variável no tempo, o que melhora o ajuste do modelo, mas deve-se dizer que a representação afim ainda não foi justificada teoricamente em termos de preferências subjacentes.

Ang, Dong e Piazzesi (2006) utilizam dados trimestrais e interpretam a relação entre a taxa de curto e variáveis de estado como uma regra de Taylor, que é uma função de reação da AM à inflação. Desde que utilizamos dados diários, não é possível utilizar a mesma interpretação de a AM reagir tão rapidamente. Assim, no nosso caso, esta equação representa a função de reação do mercado.

Para esta função de reação (olha para trás, para o futuro infinito, ou a padrão) testamos restrições sobre esta reação do mercado. Finalmente, estudamos outras especificações que não estão sob a classe de nenhum modelo de arbitragem (Fator de Modelos e uma versão modificada do modelo de Diebold e Li (2006).

O nosso objetivo é triplo: *i*) analisar os determinantes da estrutura a termo doméstico Brasil; *ii*) Para medir o desempenho de previsão dos modelos; e *iii*) comparar os resultados dos modelos em tempo contínuo e tempo, respectivamente estimados por máxima verossimilhança e MCMC .

Os principais resultados são: *i*) os resultados de versões discretas e contínuas são qualitativamente e quantitativamente, na maioria dos casos, equivalentes; *ii*) choque de inflação é a principal fonte de flutuações de longo prazo de variáveis nominais; e, finalmente, *iii*) o modelo de não arbitragem apresentou menor *performance* preditiva do que as versões não restritas.

Os artigos mais seguidos de perto são Ang e Piazzesi (2003) e Ang, Dong e Piazzesi (2005), o que permitiu pela primeira vez a incorporação de variáveis macroeconômicas como variáveis de estado ao lado das variáveis de estado latentes do modelos de estrutura a termo tradicional para estudar os efeitos de políticas públicas sobre o rendimento curva e vice-versa. Eles usam uma especificação de um prazo Affine tempo discreto. O modelo é ao mesmo tempo um VAR com condição de não arbitragem.

Ang e Piazzesi (2003) utilizam máxima verossimilhança para estimar um modelo em que fatores macro afetam mas não são afetados por fatores monetários. Ang, Dong e Piazzesi aperfeiçoam estimando um modelo bidirecional com um fator latente e dois fatores macro, usando MCMC. Eles relatam que os modelos não arbitragem VAR têm melhor desempenho preditivo que o VAR irrestrito. Além disso, Diebold, Piazzesi e Rudebusch (2005) observam que modelos não arbitragem adicionam pouco de conhecimento sobre a natureza das forças econômicas subjacentes que dirigem os movimentos da curva de rendimento e a adição de fatores macro lançar luz sobre os determinantes fundamentais das taxas de juros. Para eles, os modelos de macrofinanças salientam a importância da taxa de curto como o alicerce fundamental para o preço de todos os títulos e como um instrumento de política sob o controle direto do banco central para atingir seus objetivos de estabilização econômica.

Rudebusch e Wu (2004) desenvolvem um modelo macroestrutural não arbitragem com variáveis macro e fatores monetários latentes que impulsionam o conjunto das taxas. Eles relatam que os choques monetários têm um impacto significativo sobre os rendimentos e a curvatura e que choques de inflação têm grandes efeitos sobre o nível do rendimento de curva. Outra constatação é que adicionar fatores macro melhora a previsão dos fatores latentes, e permite interpretações razoáveis sobre resposta ao impulso de choques identificados.

Dai e Philippon estimam um modelo VAR com restrições de não arbitragem com um fator latente e *deficit* orçamentário, a inflação e a atividade real, como variáveis macro. Eles documentam que o *deficit* é um fator importante por trás da curva de rendimentos. Todos esses artigos usam modelo de tempo discreto na frequência mensal ou trimestral.

Em contraste, nós usamos os dados diários, duas variáveis latentes, mais dois fatores macro, especificações de tempo discretos e contínuos, e estimamos os parâmetros usando tanto máxima verossimilhança como MCMC.

Assim, podemos comparar diretamente como a escolha da modelagem e método de inferência de escolhas afeta os resultados. Também digno de nota é o fato de que estimamos uma economia de mercado emergente mais volátil sob restrições de tamanho de séries temporais.

Neste exercício estimamos, utilizando dados do mercado financeiro brasileiro, um modelo de estrutura a termo de não arbitragem proposto por A & P em versões discretas e contínuas, com especificações diferentes, a fim de identificar a legitimidade da restrição com dinâmica e uma função de reação do mercado símile da regra de Taylor. O grau de ajustamento e o desempenho da previsão foi avaliada comparando-a com o modelo de passeio aleatório correspondente.

Além disso, foram estimados dois modelos de fatores que não atendem as condições de não arbitragem. Aprendemos, entre outras coisas, que:

- 1) As versões contínuas e discretas mostram qualitativamente resultados semelhantes, mesmo utilizando diferentes métodos de inferência, sugerindo a robustez do resultado;
- 2) A especificação irrestrita – que não atende as condições de não arbitragem – apresentou o melhor desempenho, o que sugere que o mercado não leva em conta apenas o valor atual dos fatores macro.
- 3) As restrições sobre a dinâmica das variáveis de estado que chamamos de unilateral implicam uma identificação inadequada dos choques de inflação.
- 4) O desempenho de previsão do modelo A & P foi baixa. Mostrou-se pior do que o do modelo irrestrito, apesar de ter menos parâmetros, para a previsão fora da amostra. Este resultado lança dúvidas sobre a eficácia da condição de não arbitragem e de afim de prêmio para dados brasileiros.
- 5) O modelo A & P apresentou uma forte ligação entre macro e variáveis financeiras e choques estruturais identificados que funciona de forma razoável, sendo capaz de avaliar o efeito de choques monetários sobre a curva de rendimentos.

Nosso exercício deixa algumas questões metodológicas abertas, como o fato de as especificações irrestritas terem melhor desempenho do que os modelos de não arbitragem, seja sob o critério de ajuste ou de previsão. Isto coloca algumas alternativas, como rever os procedimentos de inferência, ou a alteração do modelo, incluindo a volatilidade estocástica das taxas de juros. Futuras versões abordarão outras questões, tais como investigar o efeito da interação da liquidez doméstica a externa.

REFERÊNCIAS

- ANG, A.; DONG, S.; PIAZZESI, M. **No-arbitrage Taylor rules**. Cambridge: NBER, 2005. (Working Paper, n. 13448).
- ANG, A.; PIAZZESI, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 745-787, 2003.
- CHEN, R.; SCOTT, L. Maximum likelihood estimation for a multifactor equilibrium model of the term structure of interest rates. **Journal of Fixed Income**, New York, v. 3, n. 3, p. 14-31, 1993.

DAI, Q.; PHILIPPON, T. **Government deficits and interest rates: a no-arbitrage structural VAR approach**. New York: New York University, Mar. 2004. Preliminary.

DIEBOLD, F. X.; PIAZZESI, M.; RUDEBUSCH, G. D. Modeling bond yields in finance and macroeconomics. **American Economic Review**, v. 95, n. 2, p. 415-420, 2005.

DUFFIE, D.; KAN, R. A yield-factor model of interest rates. **Mathematical Finance**, v. 6, n. 4, p. 379-406, 1996.

DUFFIE, D.; PEDERSEN, L.; SINGLETON, K. Modeling sovereign yield spreads: a case study of Russian debt. **Journal of Finance**, v. 58, n. 1, p. 119-159, 2000.

DUFFIE, D.; SINGLETON, K. Modeling term structures of defaultable bonds. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 12, n. 4, p. 687-720, 1999.

HARRISON, J. M.; KREPS, D. M. Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets. **Journal of Economic Theory**, v. 20, n. 3, p. 381-408, 1979.

DESEMPENHO PREDITIVO DE MODELOS DA CURVA DE JUROS¹

Marco S. Matsumura²

Ajax Moreira³

Após Litterman e Scheinkman (1991) estudos documentaram que a evolução da curva de juros poderia ser representada com até três fatores latentes que resumem a curva de rendimento e de alguma forma representam o estado da economia. A dependência intertemporal entre os fatores descreve de forma parcimoniosa os movimentos da curva de juros. Os rendimentos são dados por somas ponderadas dos fatores latentes, o que resume os modelos de taxa de juros multifatoriais.

Os pesos podem ser especificados de acordo com as abordagens que enfatizam: *i*) a condição de não arbitragem entre as taxas de diversas maturidades; *ii*) a aderência aos dados, e que não contém restrições de arbitragem; e *iii*) a certa forma para a curva de juros. Cada uma das abordagens diz respeito a uma diferente literatura.

A que considera apenas o ajuste é modelo do fator comum (CF), um modelo padrão na série temporal multivariada na literatura (Harvey, 1989; West e Harrison, 1997). Um dos muitos modelos que impõem nenhuma restrição de arbitragem é o modelo afim (NA) de Duffie e Kan (1996). Dos que a curva é descrita por formas pré-determinadas, utilizando: *i*) polinômio de Legendre e Almeida (1998, LP); ou *ii*) as funções propostas por Nelson e Siegel (1987, NS).

Esses modelos possuem características diferentes. O NS e LP têm menos parâmetros a serem estimados, mas impõem restrições de forma que podem não ser realistas, e necessitam de um número de fatores que representam a curva de rendimento que pode não ser compatível com o número de fontes de estocásticos. O modelo NA utiliza uma regra especial para a variação do prêmio de risco e a taxa de curto – eles são linearmente dependentes das variáveis de estado –, é mais flexível no que diz respeito ao formato da curva, tem menos parâmetros que têm de ser estimados de CF modelo, mas alguns de seus parâmetros, aqueles dos prêmios, introduzem não linearidades que dificultam a inferência. Finalmente,

1. A apresentação dos modelos e resultados encontra-se no *Texto para Discussão* do Ipea, n. 1245; posteriormente, uma versão aperfeiçoada foi publicada no artigo indicado no endereço eletrônico: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521911000500>>.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac) do Ipea. E-mail: marcom@ipea.gov.br

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac do Ipea.

o modelo CF é mais flexível que os anteriores, mais fácil de calcular, mas contém mais parâmetros. No entanto, isto pode não ser uma deficiência importante no caso dos dados disponíveis com frequência diária.

O modelo que impõe restrições de não arbitragem é conceitualmente superior a um modelo puramente funcional. Ele tem menos relevância que um modelo de equilíbrio geral, mas utiliza hipótese menos restritiva e é mais numericamente tratável. No entanto, a caracterização afim do modelo vem de suposições sobre o formato da taxa de curto e do prêmio de risco que podem não se encaixar para o mercado brasileiro, o que, até recentemente, estava muito concentrada na extremidade curta da curva. Além disso, é apenas empiricamente que será possível verificar se o mercado local é suficientemente amplo e líquido para garantir a condição de não arbitragem ou se o prêmio é afim com as variáveis de estado.

Todos os modelos partem do princípio de que a evolução da curva pode ser descrita com um número reduzido – até três – de variáveis latentes. O modelo CF é uma representação descritiva da curva de rendimentos e pode ajustar com maior flexibilidade as particularidades empíricas da curva de rendimentos. Por isso, vai ser utilizado como modelo de referência.

Cada modelo tem vantagens e desvantagens. É uma questão empírica para avaliar qual deles tem o melhor desempenho de previsão. Para este fim, três curvas de rendimento serão analisadas: *i*) o mercado interno brasileiro, dado pelos *swaps* DIXPRE (BM&F); *ii*) taxas de cupom zero do FED, extraídas de títulos do Tesouro dos Estados Unidos; e *iii*) juro soberano brasileiro da Bloomberg.

Os modelos foram estimados usando Monte Carlo Markov Chain – uma abordagem bayesiana (Gamerman, 1997; Johannes e Polson, 2003).

Essa metodologia constrói amostras das distribuições dos estimadores e das estatísticas associadas, que permitem a construção de critérios de desempenho que levam em conta o efeito da incerteza do estimador.

O foco deste texto é comparar a capacidade do modelo para explicar e prever a curva de rendimento, observando-se que cada um tem um número diferente de parâmetros. Isto será conseguido por meio de três critérios largamente utilizados: *i*) perda de previsão *a posteriori*, Gelfand e Ghosh (1998), Banerjee *et al.* (2004); *ii*) DIC, uma generalização da AIC proposto por Spiegelhalter *et al.* (2002); e *iii*) uma medida proposta por Theil, que fornece uma indicação direta do desempenho preditivo.

Foram analisados dados diários de três curvas de juros – o mercado doméstico de juro, *swaps* de taxa de brasileiros da dívida externa brasileira e títulos do Tesouro dos Estados Unidos – com quatro modelos: o modelo de fator comum da literatura de séries temporais, o modelo afim de não arbitragem da literatura de

finanças, e dois modelos que decompõe a curva de rendimento, Nelson-Siegel e Legendre, modificados para incluir os efeitos dinâmicos dos componentes latentes.

Resultou que o modelo de fator comum, apesar de ter um número muito maior de parâmetros, apresentou o melhor desempenho de acordo com dois critérios, a perda preditivo posterior e DIC, relacionados com a previsão e capacidade explicativa do modelo. Além disso, o modelo afim apresentou desempenho inferior mas comparável com os demais. Isto pode ser atribuído à complexidade da estimativa dos prêmios de risco.

O modelo do fator comum foi utilizado para avaliar o desempenho preditivo do modelo nos três mercados. Dependendo do mercado, o modelo tende a ter melhores resultados em comparação com o passeio aleatório para horizontes mais longos. Uma extensão imediata deste trabalho é a incorporação das variáveis macro, como Ang e Piazzesi (2003).

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. I. R.; DUARTE, A. M.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structures in emerging Eurobonds markets. **Journal of fixed income**, New York, v. 8, n. 1, p. 21-31, 1998.
- ANG, A.; PIAZZESI, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 745-787, 2003.
- BANERJEE, S.; CARLIN, B.; GELFAND, A. **Hierarchical modeling and analysis for spatial data**. Boca Raton: Chapman Hall/CRC, 2004.
- DAI, Q.; SINGLETON, K. Specification analysis of term structure of interest rates. **Journal of Finance**, v. 55, n. 5, p. 1.943-1.978, 2000.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, n. 130, p. 337-364, 2006.
- DUFFIE, D.; KAN, R. A yield-factor model of interest rates. **Mathematical Finance**, v. 6, n. 4, p. 379-406, 1996.
- GAMERMAN, D. **Markov chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference**. London: Chapman and Hall, 1997.
- GELFAND, A.; GHOSH, S. Model choice: a minimum posteriori predictive loss approach. **Biometrika**, v. 85, n. 1, p. 1-11, 1998.
- HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

JOHANNES, M.; POLSON, N. MCMC methods for continuous-time financial econometrics. **SSRN Electronic Journal**, Rochester, Dec. 2003.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. Common factors affecting bond returns. **Journal Fixed Income**, New York, n. 1, p. 51-61, 1991.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

RUDEBUSCH, G.; WU, T. **A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy**. San Francisco: FRBSE, 2003. (Working Paper, n. 17).

SPIEGELHALTER, D. *et al.* Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion). **Journal of The Royal Statistical Society**, v. 64, n. 4, p. 583-639, 2002.

WEST, M.; HARRISON, P. J. **Bayesian forecasting and dynamic models**. New York: Springer, 1997.

IDENTIFICAÇÃO DE MODELOS AFFINE DE ESTRUTURA A TERMO COM FATORES OBSERVADOS: CHOQUES ECONÔMICOS E A CURVA DE JUROS NO BRASIL¹

Marcos S. Matsumura²
Ajax Moreira³

As obras fundamentais de Vasicek e de Cox, Ingersoll e Ross sobre modelos de estrutura a termo das taxas de juros admitem uma variável de estado. A generalização destes modelos com multifatores, melhora a qualidade do ajuste e do desempenho de previsão, bem como permite a inclusão da inadimplência e de fatores macro como variáveis de estado. Certamente, a inclusão de mais variáveis resulta numa dimensão maior do problema que vai aumentar a carga computacional na fase de inferência. Mas uma questão que não é claramente levantada é a da identificação destes modelos. Nem todos os parâmetros podem ser estimados.

Existem diversas abordagens para esta questão, como diminuir arbitrariamente o número de parâmetros a serem estimados ou impor restrições nem sempre justificadas por razões econômicas. Mas restrições arbitrárias podem sobreidentificar uma parte, enquanto outros parâmetros podem permanecer não identificado. Mostramos um conjunto bem definido de restrições necessárias para a identificação de modelos afins com fatores macro.

Existem duas abordagens principais para identificação, a de Dai e Singleton (DS, 2000), que utiliza transformações “ invariantes “ para girar o modelo para uma representação canônica e a de Duffie e Kan (1996) e Collin-Dufresne *et al.* (2006), que utilizam uma rotação específica para as variáveis de estado. Nós aplicamos DS no modelo proposto por Ang e Piazzesi (2003). DS demonstrou que existem transformações do espaço de parâmetros associados a operadores lineares que preservam a curva de juros e todos os resultados do modelo.

Em um modelo não identificado as funções de resposta a impulso ficam indeterminadas e não podem ser usadas para interpretar as consequências de choques nas variáveis de estado sobre a curva de juros. Um exemplo numérico em

1. O detalhamento dos modelos e dos resultados estão no *Texto para Discussão*, n. 1271, e uma versão aperfeiçoada foi publicada no artigo constante do endereço eletrônico: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/5835>>.

2. Pesquisador da Diretoria de Estudos Macroeconômicos (Dimac) do Ipea.

3. Pesquisador da Dimac do Ipea.

Matsumura (2007) mostrou três estimativas diferentes de vetores iniciais, dando três soluções diferentes com a mesma probabilidade máxima. Ang *et al.* (2005) apresenta uma especificação subidentificada, enquanto outros autores impõem restrições que sobreidentificam, tais como Dai e Philippon (2004), Hördahl *et al.* (2002) Ang e Piazzesi (2003) e Amato e Luisi (2006). Modelos sobreidentificados são soluções subótimas que podem distorcer a verdadeira relação entre os fatores.

O modelo macrofinanças (MF) proposto por AP descreve a evolução da curva de rendimentos condicional a um vetor de estado constituído de indicadores macroeconomicos observados e de fatores latentes, todos tendo uma dinâmica autorregressiva. Nesta representação é possível identificar a interação entre choques exógenos macro e monetários, e avaliar a propagação desses choques através do tempo e dos prazos da curva de rendimentos. Uma vez que leva em conta o comportamento conjunto das variáveis macro e a curva de juros, flutuações inesperadas macro pode ser usada para prever a curva de rendimento, e as flutuações inesperadas das taxas pode ser usado para prever as variáveis macro.

Outro artigo propondo um processo de identificação é Pericoli e Taboga (2006), que no entanto, se limita ao caso latente puro. Nós discutimos a identificação para todas as opções possíveis do modelo de macrofinanças.

É natural perguntar se diferentes especificações identificadas têm propriedades diferentes. Mostramos que a verossimilhança é invariante sob estas transformações, de modo que a verossimilhança. Além disso, a resposta da curva de juros a choques inesperados sobre as variáveis de estado também permanece inalterada sob estas transformações invariantes. Em um ponto, porém, o tipo de especificação poderia afetar as propriedades modelo, por exemplo na estimativa, uma vez que algum tipo de parâmetros pode ser mais difícil de estimar, como os prêmios de risco.

Além do modelo de macro finanças de A&P, usamos o modelo de fator comum da literatura de séries temporais, que é semelhante ao modelo MF exceto porque ignora as restrições de não arbitragem entre as taxas. É um modelo descritivo da curva de rendimentos, na qual se incorporam os mesmos fatores macro e igual número de fatores latentes. Ele não depende de hipóteses subjacente para o prêmio de risco. Apesar de ser menos parcimonioso é mais fácil estimar, especialmente utilizando dados diários que tendem a suportar um número maior de parâmetros.

A inclusão de variáveis macro é avaliada comparando três especificações. O modelo completo, um modelo excluindo fatores macro e um modelo no qual os fatores macro somente são incluídas na dinâmica das variáveis de estado. Dois mercados são estudados: o mercado da dívida interna brasileira emitidos em locais moeda e o mercado de bônus soberanos emitidos em dólares. A estrutura a termo é medida usando *swaps* DI x pré, enquanto do último utiliza dados da Bloomberg de cupon zero.

A economia brasileira tem um histórico de inflação alta, devido aos desequilíbrios macroeconômicos o que se reflete nos altos níveis das taxas de juros. Desde 1999, quando uma ameaça fluxo de capital culminou em uma desvalorização forçada da moeda o governo tem adotado, de forma crível, política monetária com metas de inflação combinado com taxa de câmbio flutuante. As altas taxas de juros produziram características singulares deste mercado. Em episódios de crise as autoridades monetárias aumentam a taxa de curto, reduzindo as expectativas de inflação futura o que tende a reduzir a taxa longa o que implica em um perfil horizontal e às vezes decrescente da curva de juros.

Em nosso contexto a taxa de câmbio e a inflação esperada são informações macroeconômicas relevantes que descrevem, em conjunto com a curva de rendimento, o estado diário da economia. A interação entre as variáveis macro e a curva de rendimento ou os *spreads* soberanos e a propagação dos choques e das ações da autoridade monetária constituem questões importantes para as quais esperamos utilizar modelo MF como um instrumento.

A ocorrência de inadimplência no passado, a vulnerabilidade conhecida dos mercados – emergente para a liquidez internacional e a percepção de risco dos credores internacionais caracterizar o mercado soberano brasileiro. Para estudá-lo, seguimos Duffie *et al.* (2003), que utilizou uma forma reduzida do modelo de risco de crédito com taxa de juros afim para a curva de juros russa. Nosso modelo usa uma versão de tempo discreto do Duffie e Singleton (1999) e Lando (1998). Para o caso destes países, modelos reduzidos têm algumas vantagens em relação para os modelos estruturais. Os primeiros modelos de risco de crédito foram propostos por Black e Scholes (1973) e Merton (1974). Depois de Black e Cox (1976), o padrão foi modelado como a primeira vez que o processo estocástico que representa os ativos da empresa atravessou uma barreira padrão. Esta é a abordagem estrutural, utilizada em trabalhos recentes, como Leland e Toft (1996) em um modelo com barreira padrão endógeno. Deutsche Bank (2004) tem modelo estrutural que incorpora uma dinâmica fiscal e é um passo em frente buscando um modelo mais realista para os países. Moreira e Rocha (2003) propõe um modelo estrutural de dois fatores para o risco de crédito soberano brasileiro.

Diferentemente dos modelos estruturais, nos modelos reduzidos o evento padrão é um tempo de parada imprevisível, e não depender da escolha difícil da medida mais adequada de endividamento. Nós usamos um modelo reduzido adaptado para o caso de tempo discreto e incorporando variáveis macro. Esta extensão é utilizada para analisar o efeito de uma medida de liquidez internacional, do Tesouro dos Estados Unidos.

Os modelos são estimados utilizando uma abordagem bayesiana, o (MCMC), que fornece uma amostra da distribuição *a posteriori* dos parâmetros, da previsão

da curva de juros e de tudo o que transformações dessas quantidades. Diferentemente do caso clássico, os modelos são avaliadas sob um critério de desempenho, em que o efeito da inerente incerteza dos estimadores é levado em conta. Isto é possível na Inferência bayesiana. Usamos a perda preditiva *a posteriori* proposta por Gelfand e Ghosh (1998) e o critério de desvio de informação (DIC) proposto por Spiegelhalter (2002).

Os objetivos do artigo são: *i*) Propor e comparar identificações de modelos de MF; *ii*) Comparar os modelos MF e CF para avaliar a aderência dos sem restrições de arbitragem; e *iii*) Avaliar a inclusão de variáveis macro.

As contribuições deste texto são: *i*) Discutir de forma mais abrangente a identificação do modelo; *ii*) analisar dois mercados; *iii*) estimativa, como um instrumento para avaliar a robustez dos resultados do modelo de financiamento macro, um modelo de fator comum, que não tem nenhuma restrição de arbitragem; *iv*) foram analisados no mercado financeiro doméstico a interrelação entre a taxa de câmbio e a inflação medida através da BM & F *swaps* ou a pesquisa do Banco Central Foco esperado – curva e o rendimento; e *v*) foram analisados no mercado de bônus soberanos o efeito da taxa de curto Estados Unidos e de volatilidade VIX na curva de juros brasileira.

Os principais resultados são: *i*) o modelo de macro finanças apresentou um desempenho semelhante, mas inferior do que o do modelo factor comum; *ii*) em ambos os mercados, as variáveis econômicas incorporadas melhoram o desempenho do modelo de tal forma que a maior complexidade foi compensada com o ganho de informação; *iii*) No caso do mercado interno, é mostrado que grande parte da variância da previsão pode ser atribuível aos choques nominais identificados, e que as taxas de maior maturidade são mais sensíveis aos choques do que a taxa curta, que é aproximadamente a taxa Selic controlado pelo Banco Central; *iv*) No caso do mercado externo, os resultados são menos consistentes e nem todos versões apontam para o domínio dos choques externos na curva de juros soberana e a versão com o melhor desempenho indicaram que a maior parte da variação pode ser atribuída a fatores idiossincráticos domésticas; e *v*) no entanto, em todos os casos, a maior parte da variância das previsões de probabilidade de sobrevivência é devido a choques externos.

Neste texto não se discute uma interpretação dos fatores latentes, que dependem da restrição de identificação adotada. Uma extensão imediata seria de se relacionar as restrições de identificação com as propriedades dos fatores latentes, o que permitiria a interpretação de todos os choques que afetam a trajetória da curva de rendimentos.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. I. R.; DUARTE, A. M.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structures in emerging Eurobonds markets. **Journal of Fixed Income**, New York, v. 8, n. 1, p. 21-31, 1998.
- AMATO, J. D.; LUISI, M. **Macro factors in the term structure of credit spreads**. Basel: BIS, 2006. (Working Paper, n. 203).
- ANG, A.; DONG, S.; PIAZZESI, M. **No-arbitrage Taylor rules**. Cambridge: NBER, 2005. (Working Paper, n. 13448).
- ANG, A.; PIAZZESI, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 745-787, 2003.
- BANERJEE, S.; CARLIN, B.; GELFAND, A. **Hierarchical modeling and analysis for spatial data**. Boca Raton: Chapman Hall/CRC, 2004.
- COLLIN-DUFRESNE, P.; GOLDSTEIN, R. S.; JONES, C. S. Identification of maximal affine term structure models. **SSRN Electronic Journal**, Rochester, 2006.
- DAI, Q.; PHILIPPON, T. **Government deficits and interest rates: a no-arbitrage structural VAR approach**. New York: New York University, Mar. 2004. Preliminary.
- DAI, Q.; SINGLETON, K. Specification analysis of term structure of interest rates. **Journal of Finance**, v. 55, n. 5, p. 1943-1978, 2000.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, n. 130, p. 337-364, 2006.
- DUFFIE, D.; KAN, R. A yield-factor model of interest rates. **Mathematical Finance**, v. 6, n. 4, p. 379-406, 1996.
- DUFFIE, D.; PEDERSEN, L.; SINGLETON, K. Modeling sovereign yield spreads: a case study of Russian debt. **Journal of Finance**, v. 58, n. 1, p. 119-159, 2003.
- DUFFIE, D.; SINGLETON, K. Modeling term structures of defaultable bonds. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 12, n. 4, p. 687-720, 1999.
- GAMERMAN, D. **Markov chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference**. London: Chapman and Hall, 1997.
- GARCÍA-HERRERO, A.; ORTIZ, A. **The role of global risk aversion in explaining Latin American sovereign spreads**. Madrid: BDE, 2005. (Documentos de Trabajo, n. 505).
- GELFAND, A.; GHOSH, S. Model choice: a minimum posteriori predictive loss approach. **Biometrika**, v. 85, n. 1, p. 1-11, 1998.

GUEZZI, P.; XU, D. **A fair spread model for high yield EM sovereigns**. Frankfurt: Deutsche Bank, 2002.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HÖRDAHL, P.; TRISTANI, O.; VESTIN, D. **A joint econometric model of macroeconomic and term structure dynamics**. Frankfurt: European Central Bank, 2002. (Working Paper, n. 405).

JOHANNES, M.; POLSON, N. MCMC methods for continuous-time financial econometrics. **SSRN Electronic Journal**, Rochester, Dec. 2003.

LELAND, H. E.; TOFT, K. B. Optimal capital structure, endogenous bankruptcy and the term structure of credit spreads. **Journal of Finance**, v. 51, n. 3, p. 987-1.019, 1996.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. Common factors affecting bond returns. **Journal Fixed Income**, New York, n. 1, p. 51-61, 1991.

MATSUMURA, M. S. **Impact of macro shocks on sovereign default probabilities**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2006. (Texto para Discussão, n. 1241).

MOREIRA, A. R.; ROCHA, K. Two-factor structural model of determinants of Brazilian sovereign risk. **Journal of Fixed Income**, New York, v. 14, n. 1, p. 48-59, 2004.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

PERICOLI, M.; TABOGA, M. **Canonical term-structure models with observable factors and the dynamics of bond risk premiums**. Rome: Bank of Italy, Feb. 2006. (Temi di Discussion, n. 580).

RUDEBUSCH, G.; WU, T. **A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy**. San Francisco: FRBSF, 2003. (Working Paper, n. 17).

SPIEGELHALTER, D. *et al.* Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion). **Journal of The Royal Statistical Society**, v. 64, n. 4, p. 583-639, 2002.

WEST, M.; HARRISON, P. J. **Bayesian forecasting and dynamic models**. New York: Springer, 1997.

DESONERAÇÃO FISCAL DE NÃO RESIDENTES E A ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS: EFEITO DA MEDIDA PROVISÓRIA Nº 281/2006^{1, 2}

Katia Rocha³
Ajax Moreira⁴

1 INTRODUÇÃO

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a Medida Provisória (MP) nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos dos títulos federais comprados por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos federais e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

No ano anterior, a Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima) publicara um relatório econômico (Andima, 2005) favorável à medida, argumentando que o aumento da base de compradores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, a redução da vulnerabilidade à indexação da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo, previsões baseadas no aumento da demanda por títulos federais e na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo. Três anos após o evento, verificou-se que os efeitos esperados da medida de fato ocorreram, muito embora não se possa atribuir tais efeitos apenas à desoneração fiscal.

O cenário econômico externo favorável que se iniciou em 2003, capitaneado pela alta liquidez internacional, e a melhora de diversos fundamentos macroeconômicos proporcionaram, em meados de 2007, os níveis mais baixos de juros referentes a dois índices de vulnerabilidade externa da economia brasileira: *i*) o índice JPMorgan Emerging Markets Bond Index Plus Brazil (EMBIPLUS-BR);⁵ e

1. Este estudo foi publicado em dezembro de 2009, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1449.

2. Os autores agradecem à Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (Andima) pela disponibilização de dados e a Marcos Silveira (Ipea) pelos comentários.

3. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

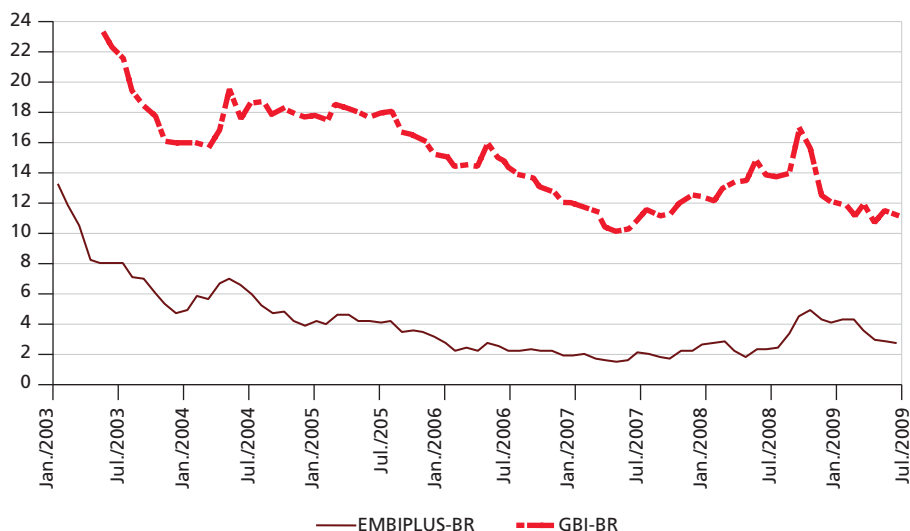
4. Coordenador de Economia Financeira da Dimac do Ipea.

5. O índice EMBI+BR, publicado pelo banco de investimentos JPMorgan, é formado por títulos do governo brasileiro emitidos em moeda estrangeira com razoável índice de liquidez no mercado internacional, correspondendo a um *spread* médio em % ao ano (a.a.), e amplamente utilizado como *proxy* de mercado do risco país ou risco soberano.

ii) o índice JPMorgan Government Bond Index – EM Brazil (GBI-BR);⁶ conforme ilustra o gráfico 1. A crise das hipotecas americanas, deflagrada em 2007, modificou o até então promissor cenário, levando a um aumento generalizado na percepção de risco do mercado. No entanto, é digno de nota o desempenho da economia brasileira, que vem apresentando, até o momento, maior resistência em comparação a crises anteriores, com os respectivos índices EMBILUS_BR e GBI_BR – dois anos após o início da crise – já comparáveis aos níveis do ano de 2007.

Segundo o Fundo Monetário Internacional (FMI) (FMI, 2007), a melhora da vulnerabilidade econômica de diversos países emergentes foi consequência, principalmente, de políticas implementadas durante o ciclo favorável de liquidez internacional, iniciado em 2003, com destaque para: *i)* a melhoria na composição e no gerenciamento da dívida pública, seja alongando maturidade, diminuindo o estoque indexado à moeda estrangeira, e iniciando programas de emissões em moeda local no mercado externo; *ii)* o fortalecimento do mercado financeiro doméstico, com a ampliação da base de investidores domésticos e estrangeiros e melhorias nos procedimentos de gerenciamento de risco de instituições financeiras; *iii)* gradativa liberalização financeira da conta de capital e adoção de conceitos institucionais de governança; e, finalmente, *iv)* a acumulação de reservas, estabilização de preços e comprometimento com o ajuste fiscal.

GRÁFICO 1
Índices EMBI+ x GBI Brasil
(Em %)



Fonte: JPMorgan.

6. O índice GBI-EM, publicado pelo banco de investimentos JPMorgan, é formado por títulos do governo brasileiro emitidos em moeda local com razoável índice de liquidez no mercado internacional, correspondendo a uma taxa de juros média (*yield*) negociada no mercado em moeda local em % a.a.

No que se refere à economia brasileira, o planejamento e a gestão da dívida pública federal (DPF), detalhados no Plano Anual de Financiamento da Dívida Pública Federal, de 2008, vem buscando, através de diversas medidas, a melhoria no perfil da DPF, entendida como: *i)* o alongamento do prazo médio da DPF; *ii)* a redução do percentual da DPF vincendo em 12 meses; *iii)* a substituição gradual dos títulos remunerados pela taxa Selic por títulos com rentabilidade prefixada ou vinculada a índices de preços; *iv)* o incentivo ao desenvolvimento da estrutura a termo de taxas de juros para títulos públicos federais nos mercados interno e externo; e *v)* a ampliação da base de investidores.

As tabelas 1 e 2 ilustram a gradativa melhora no perfil da dívida pública federal por indexador e por maturidade desde 2003, com a diminuição da proporção indexada à Selic – Letras Financeiras do Tesouro (LFT) –, aumento da proporção indexada ao Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM) e ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e aumento do prazo médio da dívida pública federal interna, passando dos 32 meses em 2003 para 41 meses em julho de 2009.

TABELA 1
Composição da dívida pública federal por indexador

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009 ¹
DPF interna	75,7	79,7	84,6	88,5	91,9	90,6	92,7
Prefixada (LTN e NTN-F)	9,8	15,9	23,7	31,9	34,2	29,1	27,9
Selic (LFT)	46,6	44,7	43,1	32,7	30,1	31,9	36,3
IGP-M (NTN-C)	6,7	7,8	5,8	5,4	5	4,3	4
Dólar (NTN-D)	3,2	1,2	0,5	0,1	0,1	0	0
IPCA (NTN-B)	0	0	6,4	13,7	18,5	21,7	21,4
Demais	9,3	10	5,2	4,6	4	3,6	3,1
DPF externa	24,3	20,3	15,4	11,5	8,1	9,4	7,3
DPF total	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Nota: ¹ Até julho de 2009.

TABELA 2
Prazo médio da dívida pública federal
(Em meses)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009 ¹
DPF interna	32	28	28	31	37	39	41
LTN	23	17	19	9	9	7	10
NTN-F						30	28
Selic (LFT)	6	5	10	23	26	31	32
IGP-M (NTN-C)	69	69	79	81	80	94	94
Dólar (NTN-D)	13	12	12	17	6		
IPCA (NTN-B)		105	59	58	69	66	71
DPF externa	71	71	76	82	74	72	68
DPF total	40	35	34	36	39	42	43

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Nota: ¹ Até julho de 2009.

A gestão da dívida pública federal determina a função de oferta de títulos públicos nas diversas maturidades e tipos de indexador, e a demanda por residentes e não residentes, aliada às expectativas do mercado, determina a estrutura a termo da taxa de juros, ou curva de juros, que representa em cada momento o equilíbrio de mercado. Esse equilíbrio pode ser representado através de uma forma reduzida que relaciona o preço (taxa de juros) dos títulos à sua maturidade e às condições do mercado.

O objetivo deste trabalho é verificar se a desoneração fiscal de não residentes impactou de fato a curva de juros dos títulos da DPF, e, em caso positivo, de que forma.

O estudo utiliza dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa indicativa de juros para os títulos prefixados – Letras do Tesouro Nacional (LTN) e Notas do Tesouro Nacional-Série F (NTN-F) – e aos indexados ao IPCA (NTN-B), bem como a respectiva duração no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, período este centrado no momento da redução.

Os resultados não rejeitam a hipótese de que a desoneração fiscal alterou a curva de juros, mesmo controlando por outras fontes de alteração da demanda e da oferta, mas indica que houve uma diminuição dos juros da ponta curta e um aumento dos juros da ponta longa. Esse resultado está em contradição com o esperado *ex ante* e será discutido brevemente.

A seção seguinte descreve o modelo proposto, a seção 3 apresenta os resultados, e finalmente a seção 4 conclui o capítulo.

2 MODELO

A oferta de títulos públicos nas diversas maturidades (m) é dada por $x = f(m, p, z)$ e a demanda agregada $y = g(m, p, z)$, onde p é o preço dos títulos e z é um conjunto de variáveis que deslocam a demanda e a oferta de títulos, como as condições do mercado internacional e os fundamentos domésticos. Sob as hipóteses usuais, resulta um equilíbrio de mercado descrito na forma reduzida (1), que determina os preços de forma condicional à maturidade m e às variáveis z .

$$p = f(m, z) \quad (1)$$

O efeito imediato da desoneração fiscal pode ser avaliado utilizando-se uma janela temporal suficientemente pequena para que as variações de m e z sejam ignoradas na avaliação da flutuação do preço de certo título. Wasserman (2009) segue esta abordagem e utiliza um modelo de série temporal do preço (ou de forma equivalente da taxa de retorno ou *yield*) de um determinado título de longo prazo e conclui, utilizando dados diários e um período de um mês após a entrada em vigor da MP, que a isenção fiscal produziu uma redução nas taxas de retorno.

O efeito da desoneração fiscal pode ser progressivo, mas possui um custo fiscal permanente, o que justifica a necessidade de considerar um horizonte de tempo mais longo para a análise.

Neste estudo, adota-se uma janela de três anos, centrada no momento da publicação da medida, e incluem-se diversas variáveis de controle z de forma a isolar o efeito sobre a trajetória da curva de juros dos títulos públicos federais negociados.

A metodologia do estudo incorpora duas questões: *i*) obter uma descrição adequada da curva de juros dadas as informações disponíveis; e *ii*) identificar o efeito da desoneração fiscal de não residentes.

2.1 ESTIMAÇÃO DA CURVA DE JUROS

Os dados disponíveis dos títulos públicos federais negociados no mercado secundário são coletados na Andima, que disponibiliza séries temporais diárias da taxa indicativa (*yield*) de cada título e sua respectiva duração.⁷ Dessa forma, os dados de cada título descrevem os vértices da curva de juros onde cada observação tem uma maturidade própria.

Seja N o conjunto de dias, $T(d)$ o conjunto de títulos observados no dia d , $y(d, i)$ a taxa indicativa do título $i \in T(d)$ no dia d e $m(d, i)$ a duração correspondente. Na amostra, a duração dos títulos varia diariamente, assim como o número de títulos, uma vez que alguns são títulos incluídos (emitidos) e outros excluídos (vencidos) no decorrer da janela temporal tempo.

Na literatura de finanças, a estrutura a termo da taxa de juros, ou curva de juros, é usualmente construída por uma combinação linear de polinômios que são função da maturidade, e que constituem uma base conveniente no espaço das funções. Essas funções correspondem a propriedades geométricas da curva como nível, inclinação e curvatura. Entre as bases mais utilizadas, encontram-se os polinômios de Laguerre utilizados por Nelson e Siegel (1987) e os polinômios de Legendre utilizados por Duarte, Almeida e Fernandes (1998).

Seja $b_{di} = (b_{di}^1, b_{di}^2, b_{di}^3)'$ o vetor de pesos (funções de Nelson e Siegel)⁸ associado a cada título i no dia d . Seja $n(d)$ o número de títulos ativos no dia d , a curva de juros $Y_d = (Y_{d1}, \dots, Y_{dn(d)})$ no dia d , Y_d tem dimensão $(1 \times n(d))$ e pode ser descrita pela equação (2), onde $b_d = (b_{d1}, \dots, b_{dn(d)})$ é uma matriz $3 \times n$ e os fatores $q_d = (q_d^1, q_d^2, q_d^3)$ são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

7. Acreditamos que essa seja uma boa aproximação da estrutura a termo das taxas de juros.

8. Funções de Laguerre: $b_1 = 1$; $b_2(m, \lambda) = (1 - \exp(-\lambda m)) / -\lambda m$; $b_3 = b_2(m) - \exp(-\lambda m)$, sendo λ um parâmetro arbitrado que depende das características genéricas da curva de juros.

$$Y_d = \theta_d b_d + e_d \quad (2)$$

A equação (2) representa a curva de juros diária através de três fatores que correspondem a propriedades geométricas – nível, inclinação e curvatura – que não dependem da maturidade. A evolução desses fatores ao longo do tempo descreve a evolução da curva de juros. O mesmo tipo de resultado pode ser obtido utilizando-se as funções de Legendre⁹ e, nesse caso, a curva de juros é descrita por quatro fatores. Para a avaliação da robustez dos resultados, este exercício foi realizado com as duas decomposições.

A qualidade do ajuste da equação (2) estimada por dia, medida com o R^2 , revela a capacidade do polinômio de Laguerre e de Legendre em representar a curva de juros. No exercício realizado, a qualidade do ajuste é elevada – na maior parte dos dias apresenta R^2 superior a 98%.¹⁰

2.2 IDENTIFICAÇÃO DO EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL

O mercado financeiro global e o ambiente econômico doméstico estão sujeitos a alterações que impactam o mercado de títulos públicos e que alteram as condições de equilíbrio desse mercado. Para identificar, ou isolar, o efeito da desoneração fiscal de investidores não residentes sobre a curva de juros dos títulos públicos federais, propomos o modelo dinâmico (3), onde o efeito da desoneração fiscal é progressivo, e o modelo estático (4), onde se analisa o efeito da desoneração fiscal no longo prazo.

$$(\theta_d^1, \theta_d^2, \theta_d^3) = \phi(\theta_{d-1}^1, \theta_{d-1}^2, \theta_{d-1}^3)' + Z_d(\beta_d^1, \beta_d^2, \beta_d^3) + s_d(\gamma_d^1, \gamma_d^2, \gamma_d^3) + u_d \quad (3)$$

$$(\theta_d^1, \theta_d^2, \theta_d^3) = Z_d(\beta_d^1, \beta_d^2, \beta_d^3) + s_d(\gamma_d^1, \gamma_d^2, \gamma_d^3) + u_d \quad (4)$$

Nas equações acima, o fator θ_d estimado em (2) descreve a curva de juros em cada dia através de três fatores: nível, inclinação e curvatura; a variável unitária s_d é zero até o momento da desoneração, a variável de controle Z_d inclui: $\hat{\tau}$ risco país

9. Função de Legendre: $b_1 = 1$; $b_2 = 2m/m^*$; $b_3 = (3b_2^2 - 1)/2$; $b_4 = (5b_2^3 - 3b_2)/2$, onde m^* é a maturidade do título de maior duração.

10. O exercício apresentado foi realizado ignorando a incerteza na estimação dos fatores considerando $\theta(d) = E(\Phi(d))$, onde $\Phi(d)$ é a distribuição do estimador dos fatores. Para avaliar o efeito da incerteza na estimação destes fatores, os resultados também foram obtidos através de um exercício de simulação amostrando $\theta(d)^w \sim \Phi(d)$. O resultado desse exercício de simulação é muito semelhante ao obtido quando se utiliza a estimativa pontual dos fatores e foi ignorado para facilitar o entendimento.

medido pelo EMBI+BR (spd);¹¹ *ii*) aversão ao risco internacional (vix);¹² *iii*) tendência determinística (t); *iv*) inflação (ipca); *v*) índice de austeridade fiscal (af);¹³ e *vi*) dívida pública federal como proporção do PIB (dp). Dessa forma, a variável de controle $Z = (\text{spd}, \text{vix}, \text{t}, \text{ipca}, \text{af}, \text{dp})$ possui os três primeiros componentes medidos com frequência diária, e as três últimas medidas com frequência mensal.¹⁴

As variáveis de controle utilizadas consideram o efeito do mercado internacional, das necessidades de captação e do risco de crédito sobre a curva de juros doméstica. Estas quantidades podem deslocar a demanda e a oferta, o que não permite apenas uma forma reduzida do equilíbrio de mercado.

A omissão de variáveis correlacionadas com (*s*) implica o viés de variável omitida. A inclusão das variáveis (*Z*), em especial a tendência linear, é uma forma de mitigar essa limitação, bem como a repetição do exercício com diferentes amostras.

Para a estimação das equações (3) e (4) utilizou-se o estimador de White (Newey e West, 1987), robusto para qualquer tipo de heterocedasticidade, e as componentes de *Z* foram incluídas defasadas de 21 dias para se evitar críticas quanto à endogeneidade de *Z*.

Finalmente, pode-se inferir o efeito da desoneração sobre a *CJ*, combinando as equações (3) e (4) com a equação (2). Para isto, seja *B* a matriz de pesos calculados com a função de Nelson e Siegel para maturidades {1,3 6 9 12 24 36 60} meses, escolhidos de forma arbitrária e dentro do intervalo das maturidades observadas. Após multiplicar por *B* as equações (3) e (4), obtemos o efeito das variáveis explicativas sobre a curva de juros, em particular; a equação (5) mostra o efeito da desoneração.

$$\Delta Y = \gamma B \quad (5)$$

3 RESULTADOS

Os dados utilizados foram obtidos com a Andima, que forneceu dados diários relativos à taxa indicativa e a correspondente duração de 26 LTNs, 8 NTN-Fs e 30 NTN-Bs no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2007.

11. Medida como o *spread* entre os juros médios pagos por títulos soberanos e os juros dos títulos federais americanos de mesma maturidade.

12. O índice vix é comumente utilizado como *proxy* da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela CBOE (2003), e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos 30 dias, considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

13. Medida com o desvio, como proporção do produto interno bruto (PIB), entre o *superavit* primário observado e o *superavit* requerido necessário para manter a relação dívida/PIB constante, conforme sugerido por Favero e Giavazzi (2004).

14. Neste caso, as variáveis são repetidas para todos os dias do mês.

As LTNs e NTN-Fs são prefixadas, enquanto as NTN-Bs são indexadas ao IPCA. Construíram-se dois grupos de títulos, um prefixado denominado genericamente LTN, formado pelas LTNs e NTN-Fs, e o segundo indexado ao IPCA, formado pelas NTN-Bs. O exercício foi realizado separadamente para cada um destes dois tipos de títulos.

A tabela 3 descreve a amostra total de títulos (ntit) e a respectiva maturidade média (mat) por data de emissão, e a tabela 4 apresenta a distribuição do número de títulos em vigor em cada dia (ntit), a duração mínima (mat0) e máxima (matn) convertida para meses equivalentes e a estatística R^2 da equação (2) para o modelo de Nelson e Siegel (NS) e no caso do modelo de Legendre (LG).

TABELA 3
Distribuição dos títulos por data de emissão

Emissão	Até 12/2004		[01/2005,01/2006]		Após 02/2006	
	Ntit	mat	ntit	mat	ntit	mat
LTN	10	443	7	678	17	846
NTN-B	8	1944	3	706	5	1593

Fonte: Andima.

TABELA 4
Descrição dos títulos e da estimação da curva de juros

	Ntit		mat0		matn		R2 NS		R2 LG	
	p25	p75	p25	p75	p25	p75	p25	p75	p25	p75
LTN	14	19	1	2	53	72	0.96	0.99	0.95	0.99
NTN-B	10	13	4	11	141	171	0.84	0.97	0.93	0.99

Elaboração dos autores.

Pode-se observar que: *i*) existem entre uma e duas dezenas de títulos em vigor na maior parte da amostra; *ii*) a duração das LTNs fica entre 1 mês e 6 anos, e das NTN-Bs entre 4 meses e 12 anos; e, finalmente, *iii*) a elevada capacidade de representar a curva de juros com o R^2 diário entre 84% e 99%. O apêndice A ilustra a trajetória das taxas de juros para emissões selecionadas prefixadas (LTNs e NTN-Fs) e indexadas ao IPCA (NTN-Bs), observando-se a descontinuidade das trajetórias e o valor esperado das componentes extraídas.

Para avaliar a robustez dos resultados, o exercício foi repetido para uma amostra temporal mais curta (200 dias centrados no dia do evento) e longa (amostra total) e para um conjunto selecionado de títulos (títulos existentes no dia da publicação da MP). O primeiro exercício foca a amostra curta e assemelha-se a uma análise de eventos onde o modelo é estimado na vizinhança do evento. O segundo exercício foca a amostra longa e descarta o efeito sobre as condições de emissão dos títulos.

Finalmente, o terceiro exercício foca o conjunto dos títulos que estavam em negociação no momento do evento, chamados títulos “existentes”, e trata das mudanças de condições, como a colocação de títulos com características diferentes de preço e maturidade após a desoneração fiscal.

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados relativos à média (c) e estatística t-Student (t) do parâmetro (s) para os diversos modelos estimados, considerando o polinômio de Laguerre (Nelson e Siegel) e Legendre, para os tipos de títulos e amostras. O apêndice B apresenta os coeficientes e a respectiva estatística-t para todas as variáveis de controle.

TABELA 5
Efeito da desoneração fiscal: Nelson e Siegel

Modelo Títulos Amostra	Estático Todos Longa				Estático Todos Curta				Dinâmico Todos Longa				Estático Existentes Longa			
	LTN		NTN-B		LTN		NTN-B		LTN		NTN-B		LTN		NTN-B	
	c	T	C	t	C	t	C	t	c	t	c	t	c	t	c	t
Nível	0,03	46,7	0,01	39,0	0,02	25,2	0,01	9,0	0,00	8,2	0,00	17,6	0,03	31,5	0,03	46,7
Inclinação	-0,05	-66,1	-0,04	-57,9	-0,02	-22,9	0,00	-6,5	-0,01	-10,0	-0,01	-15,9	-0,05	-50,6	-0,05	-55,3
Curvatura	-0,02	-18,6	0,04	24,2	-0,03	-21,4	-0,01	-3,1	0,00	-1,6	0,00	3,3	-0,02	-14,1	-0,02	-6,2

Elaboração dos autores.

TABELA 6
Efeito da desoneração fiscal: Legendre

Modelo Títulos Amostra	Estático Todos Longa				Estático Todos Curta				Dinâmico Todos Longa			
	LTN		NTN-B		LTN		NTN-B		LTN		NTN-B	
	c	T	C	t	C	t	C	t	c	t	c	t
Nível	0.01	30.1	0.01	34.3	0.00	6.4	0.00	12	0.00	7.5	0.00	12.4
Inclinação	0.02	72.2	0.01	34.4	0.01	21.2	0.00	8.5	0.00	10.8	0.00	13.8
Curvatura 1	-0.01	-51.1	-0.02	-69.7	0.00	10.9	0.00	-17.	0.00	-7.2	0.00	-14.2
Curvatura 2	0.00	4.8	0.01	51.5	0.00	-7.7	0.00	4.5	0.00	-0.5	0.00	3.7

Elaboração dos autores.

Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal teve efeito, uma vez que todos os parâmetros são estatisticamente significantes para os diversos conjuntos de modelos, títulos e amostras utilizadas.

As tabelas 7 e 8 apresentam o efeito da desoneração fiscal sobre a curva de juros, medidos em pontos percentuais, a partir da equação (5), para cada modelo de Nelson e Siegel e Legendre, respectivamente. O resultado é apresentado como o intervalo de confiança do efeito com o nível de significância de 90%.

TABELA 7
Efeito sobre a curva de juros: Nelson e Siegel
 (Em %)

Vértices	Estático Longa				Estático Curta				Dinâmico Longo			
	LTN		NTN-B		LTN		NTN-B		LTN		NTN-B	
	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%
1m	-1,6	-1,3	-2,8	-2,6	-4,0	2,4	-12,7	10,0	-0,3	0,0	-0,1	0,2
3m	-1,4	-1,1	-2,2	-1,9	-3,7	2,6	-19,6	18,8	-0,4	-0,1	-0,1	0,2
6m	-1,0	-0,7	-1,4	-1,2	-3,2	2,8	-27,2	28,6	-0,4	-0,1	-0,2	0,1
9m	-0,6	-0,4	-0,8	-0,6	-2,9	3,1	-32,2	35,2	-0,4	-0,1	-0,2	0,1
12m	-0,3	-0,1	-0,4	-0,1	-2,6	3,3	-35,3	39,4	-0,4	-0,1	-0,2	0,1
18m	0,6	0,8	0,6	0,8	-1,7	4,1	-37,5	43,8	-0,1	0,2	-0,1	0,2
24m	1,2	1,4	1,0	1,1	-1,1	4,6	-33,8	40,7	0,3	0,5	0,0	0,3
36m	1,8	2,0	1,1	1,3	-0,5	5,2	-26,2	32,8	0,7	0,9	0,1	0,4

Elaboração dos autores.

TABELA 8
Efeito sobre a curva de juros: Legendre
 (Em %)

Vértices	Estático Longa				Estático Curta				Dinâmico Longo			
	LTN		NTN-B		LTN		NTN-B		LTN		NTN-B	
	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%	5%	95%
1m	-1,5	-1,4	-1,7	-1,6	-2,2	0,0	-5,1	-1,0	-0,3	-0,1	-0,3	-0,1
3m	-1,3	-1,1	-1,1	-1,0	-1,9	0,2	-4,2	-1,5	-0,3	-0,2	-0,2	0,0
6m	-0,9	-0,8	-0,4	-0,3	-1,6	0,5	-3,2	-1,9	-0,3	-0,2	0,0	0,1
9m	-0,6	-0,5	0,2	0,3	-1,2	0,7	-3,2	-1,2	-0,3	-0,2	0,1	0,2
12m	-0,3	-0,2	0,7	0,8	-0,9	1,0	-3,4	-0,3	-0,3	-0,2	0,2	0,3
18m	0,7	0,7	1,7	1,8	0,2	1,7	-3,3	1,8	-0,1	0,0	0,4	0,5
24m	1,3	1,4	1,7	1,8	0,8	2,2	-1,8	2,1	0,2	0,3	0,4	0,5
36m	1,9	2,0	0,8	1,0	1,3	2,7	-0,7	0,4	0,6	0,7	0,4	0,5

Elaboração dos autores.

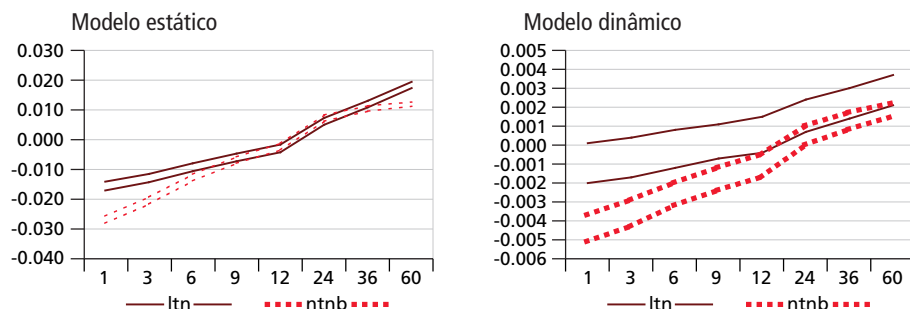
O efeito identificado da redução da desoneração fiscal se deu através da redução das taxas curtas e aumento das taxas longas. Este resultado é estatisticamente significativo para todos os casos considerados, exceto o modelo estimado com a amostra curta, que mostrou resultado significativo apenas para as taxas curtas da NTN-B.

O gráfico 2 ilustra o efeito da MP sobre a curva de juros para o modelo estático e dinâmico, a decomposição de Nelson e Siegel e a amostra longa.

O gráfico 3 ilustra o efeito considerando o modelo estimado, a decomposição de Nelson e Siegel, a amostra curta e os títulos existentes no dia da desoneração.

GRÁFICO 2

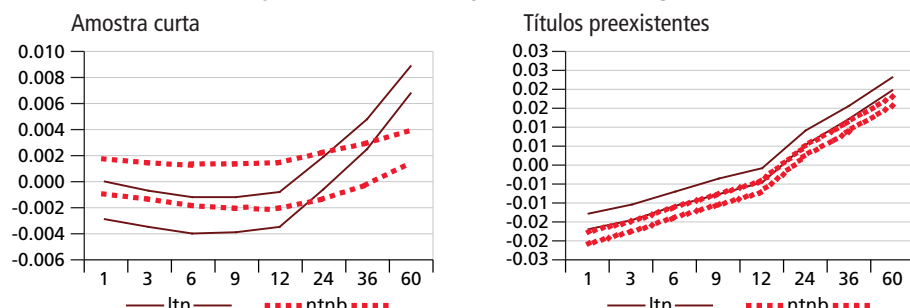
Efeito da desoneração sobre a curva de juros: Nelson e Siegel



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3

Efeito da desoneração sobre a curva de juros: Nelson e Siegel



Elaboração dos autores.

Aceitando a identificação, não podemos rejeitar que a desoneração fiscal teve efeito, mas esse efeito está em desacordo com o esperado. A expectativa *ex ante* era de que a isenção aumentaria a demanda por títulos de investidores não residentes, e, admitindo-se que estes teriam uma preferência por títulos longos, esses títulos teriam o preço aumentado, reduzindo-se as taxas de juros de longo prazo. Como esta isenção não reduziu a rentabilidade dos títulos longos, e não existem motivos para ocorrer uma redução da demanda por estes títulos, podemos apenas esperar que o aumento da demanda aumente os preços nas diferentes maturidades, mas não a diminuição dos preços longos que estimamos.

Este resultado pode ser explicado pela alteração da oferta de títulos longos. Pode ter ocorrido que o gestor da dívida pública praticou, a partir da data da desoneração, uma política de aumento da proporção de títulos longos acreditando que a MP atrairia os investidores estrangeiros para esse mercado. Neste caso, deveríamos esperar a redução dos preços dos títulos longos – devido ao aumento da oferta – e o aumento do preço dos títulos curtos, porque aumentou a demanda

global por títulos e o governo reduziu a oferta relativa de títulos curtos. Para verificar esta especulação, é necessário identificar as funções de oferta e de demanda de títulos, e o efeito diferenciado da redução nessas funções, o que está fora do escopo deste texto.

Uma segunda explicação é que este é um problema de identificação clássico, variáveis omitidas correlacionadas com a variável indicadora do evento viesam a estimativa do coeficiente desta variável em modelos. A robustez dos resultados não garante a ausência do viés nas estimativas.

Finalmente, um registro sobre a comparação do quantitativo da redução das taxas. O estudo da Andima prevê uma redução de 37 pontos-base na taxa de juros média dos títulos longos. Neste estudo estimamos uma redução aproximada de 150 pontos-base nos títulos curtos e um aumento de 150 pontos-base nos longos.

4 CONCLUSÃO

Com o objetivo de ampliar a demanda por títulos públicos federais, o governo brasileiro publicou, em 16 de fevereiro de 2006, a MP nº 281, convertida na Lei nº 11.312, de 27 de junho de 2006, que reduziu a zero a alíquota de IR sobre os rendimentos dos títulos federais comprados por não residentes. Garantiu-se, desse modo, ao investidor estrangeiro, a desoneração fiscal em aplicações de títulos públicos federais e instrumentos de capital de risco (*venture capital*).

Os argumentos em favor da medida basearam-se na preferência dos investidores não residentes por títulos prefixados de longo prazo e se justificaram na medida em que o aumento da base de compradores geraria externalidades positivas, como a ampliação do mercado financeiro, o alongamento do perfil da dívida, a redução da vulnerabilidade à indexação da dívida pública e a redução das taxas de juros dos títulos de longo prazo.

Este trabalho analisou-se a desoneração fiscal de não residentes impactou de fato a curva de juros dos títulos da dívida pública federal, através de dados diários fornecidos pela Andima referentes à taxa indicativa de juros para os títulos prefixados (LTN e NTN-F) e os indexados ao IPCA (NTN-B), bem como a respectiva duração no período que vai de janeiro de 2005 a dezembro de 2007, amostra centrada na publicação da MP.

A metodologia do estudo incorpora duas questões: *i*) obter uma descrição adequada da curva de juros dadas as informações disponíveis; e *ii*) identificar o efeito da desoneração fiscal de não residentes.

A primeira questão foi tratada com a metodologia de Nelson e Siegel (1987) e Duarte, Almeida e Fernandes (1998) em que a estrutura a termo da taxa de juros

é aproximada por uma combinação linear de polinômios de Laguerre e Legendre. O R^2 obtido através dessa aproximação é elevado – na maior parte dos dias é superior a 98%, indicando a boa qualidade do ajuste.

Com relação à segunda questão, procurou-se considerar o efeito do mercado internacional, das necessidades de captação e do risco de crédito sobre a curva de juros doméstica e isolar o efeito da MP sobre a trajetória da curva de juros dos títulos públicos federais negociados. Assim, utilizaram-se diversas variáveis de controle, como risco país, aversão ao risco internacional, inflação, austeridade fiscal e dívida pública federal como proporção do PIB. Tratou-se do problema de viés de variável omitida através de diversas especificações do modelo de robustez, com a repetição do exercício com diferentes amostras da heterocedasticidade através do estimador de White, e de críticas quanto à endogeneidade através da inclusão das variáveis de controle defasadas de 21 dias.

Os resultados indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que a desoneração fiscal teve efeito, uma vez que todos os parâmetros são estatisticamente significantes para os diversos conjuntos de modelos, títulos e amostras utilizadas e mesmo controlando por outras fontes de alteração da demanda e da oferta. Obteve-se uma diminuição dos juros da ponta curta de aproximadamente 150 pontos base, mas um aumento não esperado similar nos juros da ponta longa.

Este resultado talvez possa ser explicado pela alteração da oferta de títulos longos, uma vez que o gestor da dívida pública praticou, a partir da data da desoneração, uma política de aumento da proporção de títulos longos, acreditando em um aumento da demanda para este mercado. Nesse caso, pode-se esperar a redução dos preços dos títulos longos – devido ao aumento da oferta – e o aumento do preço dos títulos curtos, devido ao aumento da demanda global. Um estudo mais detalhado sobre essa questão envolveria a identificação de funções de oferta e de demanda de títulos por residentes e não residentes, e o efeito diferenciado da MP sobre essas funções, o que está fora do escopo deste capítulo e que recomendamos como tema de estudos futuros.

REFERÊNCIAS

ANDIMA – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO. **Relatório Econômico**: dívida pública – participação do investidor estrangeiro. Andima, 2005.

CBOE – CHICAGO BOARD OPTION EXCHANGE. **Volatility Index**. VIX – CBOE, 2003.

DUARTE, A. M.; ALMEIDA, C. I.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structure of interest rates in emerging eurobond markets. **Journal of Fixed Income**, v. 8, n. 1, p. 21-31, 1998.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt**: lessons from Brazil. 2004 (NBER Working Paper Series, n. 10.390).

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Global Financial Stability Report**, Sept. 2007.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modelling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

NEWBY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

WASSERMAN, C. **Tributação implícita**: redução da taxa de retorno pré-imposto em ativos favoravelmente tributados. 2009. Tese (Doutorado) – Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

ANEXO A
ESTIMAÇÃO DA CURVA DE JUROS

GRÁFICO A.1
Amostra de títulos selecionados

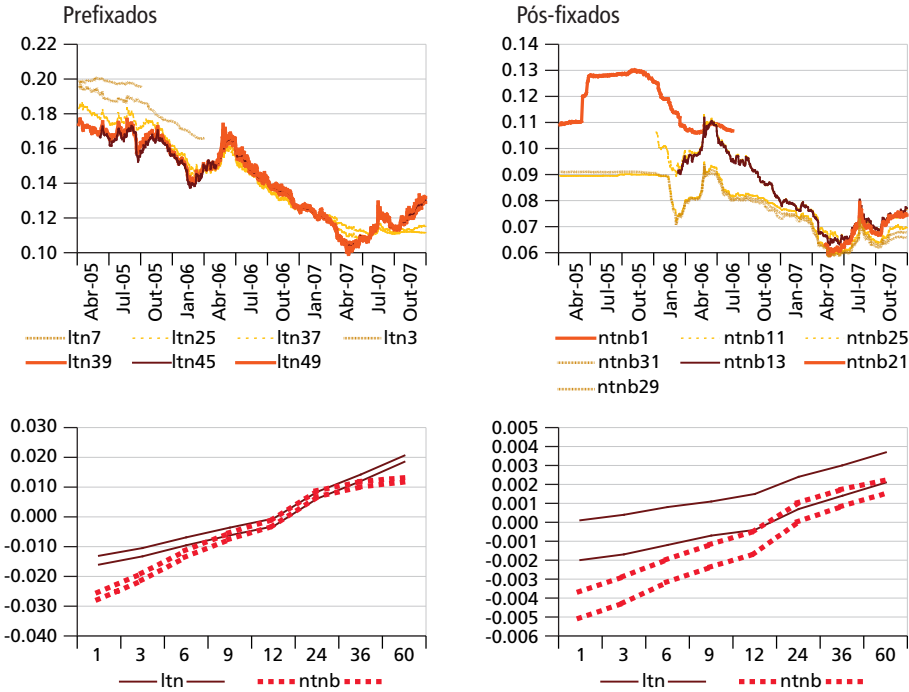
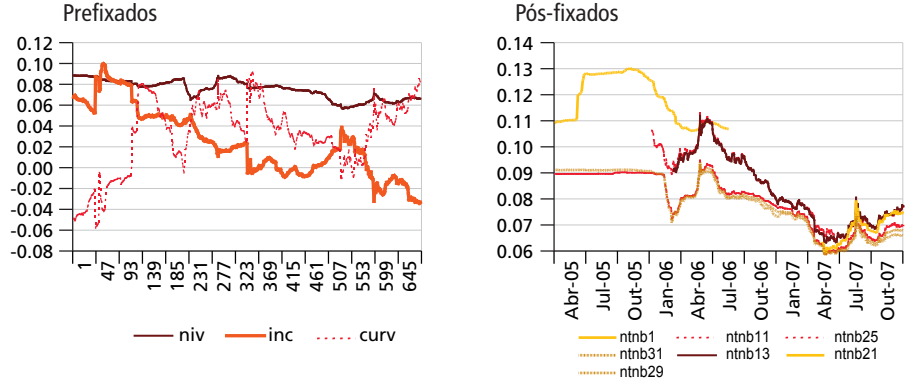


GRÁFICO A.2
Fatores



ANEXO B

EFEITO DA DESONERAÇÃO FISCAL SOBRE OS FATORES

TABELA B.1

Efeito de $\{s,z\}$ sobre o nível

niv	s	trend	Spd	vix	ipca	af	div
ltna	0,035	-0,203	-0,880	0,320	—	-0,160	0,377
ltn	0,031	-0,169	-0,420	0,160	—	-0,110	0,167
ntnbA	0,029	-0,096	-0,220	0,110	0,006	-0,070	-0,070
ntnb	0,012	-0,055	0,260	0,030	0,006	-0,050	-0,051

Elaboração dos autores.

TABELA B.2

Efeito de $\{s,z\}$ sobre a inclinação

inc	s	trend	spd	Vix	ipca	af	div
ltna	-0,051	0,100	0,014	-0,340	—	0,150	-0,347
ltn	-0,047	0,072	0,010	-0,200	—	0,090	-0,173
ntnbA	-0,049	—	0,003	-0,110	-0,038	0,120	—
ntnb	-0,043	—	0,007	-0,120	-0,041	0,090	—

Elaboração dos autores.

TABELA B.3

Efeito de $\{s,z\}$ sobre a curvatura

curv	s	trend	Spd	vix	ipca	af	div
ltna	-0,023	0,155	0,037	-0,230	0,016	0,140	-0,656
ltn	-0,015	0,089	0,028	0,060	0,023	—	-0,277
ntnbA	-0,016	-0,105	-0,020	0,100	0,029	-0,120	0,848
ntnb	0,043	-0,256	-0,046	0,440	0,035	-0,150	0,869

Elaboração dos autores.

PARTE 3

MICROFINANÇAS

DETERMINANTES DA ALOCAÇÃO DE PORTFÓLIO DOS INVESTIDORES BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM DADOS DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS¹

Guilherme Lima Bragança²
Marcos Antonio Coutinho da Silveira³

1 INTRODUÇÃO

Markovitz (1952) abordou pioneiramente o problema das decisões financeiras, analisando o problema da alocação de portfólio num modelo simples onde um investidor sem renda do trabalho consome toda sua riqueza financeira ao final de um período. O modelo restringe bastante as preferências do investidor, de forma que portfólios alternativos são comparados somente com base na esperança e na volatilidade de seus retornos. Como resultado, apenas os dois primeiros momentos da distribuição conjunta dos retornos dos ativos importam para a decisão do investidor. A ideia central da teoria proposta por Markovitz é que investidores racionais lançam mão da diversificação para implementar uma alocação de portfólio na fronteira eficiente entre o risco e o retorno da riqueza financeira. Posteriormente, a existência de um ativo livre de risco foi introduzida em Tobin (1958), o qual mostrou no teorema da separação que todos os investidores manteriam o mesmo portfólio de ativos arriscados, convenientemente denominado portfólio de mercado. A proporção ótima investida neste portfólio dependeria apenas do grau de aversão ao risco de cada investidor.

As predições desses modelos iniciais foram sistematicamente rejeitadas por estudos empíricos sobre o comportamento individual dos investidores. Em particular, a evidência empírica contraria fortemente o teorema da separação. Investidores carregam portfólios com diferentes composições de ativos arriscados e esta heterogeneidade pode ser explicada por diferenças de idade, ocupação, riqueza e outras variáveis demográficas e socioeconômicas. Além disso, parte substancial da riqueza dos investidores é mantida em ativos com pouca ou nenhuma liquidez. Este conflito entre as predições da teoria e a evidência empírica estimulou o

1. Este estudo foi publicado em abril de 2011, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1608.

2. Gerente de Asset Allocation da BNY Mellon Alocação de Patrimônio.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

desenvolvimento de modelos com hipóteses menos restritivas e mais próximas do contexto real no qual os investidores tomam suas decisões financeiras.

Uma séria limitação dos modelos de Markovitz e Tobin é que os investidores enxergam apenas um período à frente, enquanto, na realidade, a maioria deles financia um fluxo de gastos ao longo do tempo. Exemplos de investidores com este horizonte de longo prazo são pessoas físicas, fundos de pensão, entidades de previdência privada e fundações. Foi essa constatação que influenciou Samuelson (1969) e Merton (1969; 1971) a estender o problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos. Desde então, começou-se a compreender que a solução do problema da decisão de portfólio pode diferir bastante entre investidores de longo e de curto prazos. Em particular, se os retornos das oportunidades de investimento flutuam ao longo do tempo, em decorrência de mudanças na taxa de juros e/ou no prêmio de risco dos ativos, investidores de longo prazo buscarão se proteger contra esses choques demandando ativos financeiros eficazes como *hedge* intertemporal. Neste contexto, a equivalência entre os portfólios ótimos de investidores de curto e longo prazos verifica-se apenas sob condições bastante restritivas: aversão relativa ao risco constante com a renda e retornos dos ativos independentes e identicamente distribuídos. Um corolário importante do problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos é o efeito do ciclo da vida sobre o portfólio ótimo dos investidores. Em outras palavras, idade é um tipo de heterogeneidade dos investidores que afeta a alocação de portfólio. Isto acontece porque o horizonte de investimento encurta à medida que a idade avança, de forma que a alocação ótima de portfólio do investidor aproxima-se da alocação ótima de um investidor de curto prazo.

Um avanço importante no estudo das decisões financeiras foi o tratamento analítico do *background risk*, determinado pela existência da renda do trabalho ou de qualquer outra fonte de renda além dos rendimentos financeiros. Com mercados completos, a renda do trabalho não afeta a alocação de portfólio. Isto porque uma unidade de renda em qualquer estado ou período futuro pode ser negociada no período corrente a um determinado preço competitivo. Contudo, num contexto mais realista, investidores enfrentam imperfeições no mercado de capitais. Exemplos importantes destas imperfeições são a iliquidez do capital humano e a existência de riscos para os quais o mercado não oferece plena proteção, tais como deterioração da saúde, morte e desemprego. Não menos importante é a existência de custos de entrada e de movimentação em alguns mercados mais complexos. Tais imperfeições abrem espaço para que a heterogeneidade dos investidores influencie a alocação de portfólio.

Em suma, os modelos teóricos recentes têm procurado analisar rigorosamente os efeitos da heterogeneidade dos investidores sobre suas decisões financeiras. Estes modelos investigam o problema da decisão de portfólio dentro de um contexto econômico-financeiro mais próximo da realidade, incorporando

um leque cada vez mais amplo de hipóteses relevantes para o investidor individual, tal como a existência de imperfeições nos mercados de capitais (custos de transação, impostos, ativos ilíquidos etc.) e de fontes de *background risk* (capital humano, poupança compulsória para aposentadoria etc.). Paralelamente a este esforço teórico, a literatura tem avaliado empiricamente as principais predições dos modelos teóricos, procurando explicar os fatores determinantes da alocação da riqueza financeira através de modelos econométricos que utilizam como regressores um amplo conjunto de variáveis demográficas e socioeconômicas sugeridas pela teoria, tais como o nível de renda e riqueza, o tipo de ocupação (uma *proxy* para a volatilidade da renda do trabalho), idade, sexo, composição familiar etc. Os resultados revelam uma defasagem significativa entre as predições da teoria e a evidência empírica para a maioria dos países.

Lamentavelmente, esses trabalhos empíricos estão restritos a um número muito pequeno de países, para os quais existem pesquisas sociais sobre a composição da riqueza das famílias.⁴ Neste sentido, a inexistência de estudos empíricos investigando o caso brasileiro deve-se à escassez de bases de dados com informação confiável sobre a alocação de portfólio desagregada ao nível do investidor individual. É digno de nota que nenhuma Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada até o momento pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) traz esta informação. Logo, surge como principal motivação para este capítulo a oportunidade de acessar o banco de dados do BNY Mellon Serviços Financeiros, o qual é o administrador de cerca de 70%⁵ dos recursos investidos em gestores independentes no Brasil. Diante da ausência de uma base de dados mais representativa da população brasileira, esta é uma oportunidade incomum, ainda que limitada pela abrangência da amostra, de contribuir com uma pesquisa inicial para o estudo das decisões financeiras dos investidores brasileiros, confrontando regularidades empíricas observadas nos dados com as predições da teoria para avaliar a eficiência dos poupadores brasileiros na gestão de seus ativos.

Mais especificamente, o trabalho explora um banco de dados composto pelas informações cadastrais dos cotistas dos fundos de investimento administrados pelo BNY Mellon Serviços Financeiros (aproximadamente 1.200 fundos) e pelas suas posições financeiras nos diferentes fundos ao longo do período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2008. Esse período é dividido em três intervalos caracterizados por condições de mercado bastante distintas, com o propósito de investigar a ocorrência de alguma alteração significativa na alocação de portfólio dos investidores causada por uma mudança no padrão de volatilidade dos ativos.

4. McCarthy (2004) apresenta um excelente resumo desta literatura.

5. Fonte: Ranking Anbid. Disponível em: <<http://goo.gl/IDmvOP>> 2000.

Metodologicamente, o trabalho estima modelos econométricos alternativos para medir o efeito *ceteris paribus* de um conjunto de variáveis demográficas e socioeconômicas – sexo, ocupação profissional, estado civil, faixa etária e patrimônio – sobre a alocação da riqueza financeira entre fundos com diferentes graus de exposição ao risco de mercado. Um critério usado na seleção dos modelos é a capacidade de identificar separadamente os efeitos das variáveis explicativas sobre a probabilidade de participação em fundos agressivos e sobre a proporção esperada da riqueza investida nesses fundos, condicionada à participação nos mesmos.

O capítulo compreende cinco seções além desta introdução. A segunda seção traz um breve sumário da literatura teórica sobre alocação de portfólio, o que é fundamental não só para a seleção das variáveis explicativas introduzidas nos modelos econométricos, mas também para a interpretação de seus efeitos sobre a alocação de portfólio. A terceira seção descreve e analisa preliminarmente a base de dados. A quarta seção descreve os modelos econométricos usados para testar o efeito das variáveis demográficas e sociais sobre a alocação de portfólio. A quinta seção apresenta e interpreta os principais resultados. A sexta seção resume as principais conclusões.

2 LITERATURA

Esta seção descreve o modelo de alocação de portfólio na presença de renda do trabalho desenvolvido em Campbell e Viceira (2002). As principais previsões deste modelo contribuem para a interpretação dos resultados encontrados na parte empírica do trabalho. A seção começa com uma análise informal do efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio. Em seguida, este efeito é derivado rigorosamente dentro de um modelo de maximização da utilidade da riqueza.

2.1 Efeitos da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio: uma digressão

Da perspectiva da teoria financeira, a renda do trabalho (salário, participação nos lucros e outros benefícios) de um investidor individual pode ser interpretada como um dividendo sobre seu estoque implícito de capital humano. Neste sentido, o capital humano é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros do trabalho. Além disso, o capital humano é um ativo não transacionável porque é impossível securitizar a renda futura do trabalho sem cair no problema clássico de perigo moral (*moral hazard*). Na raiz deste problema está a ilegalidade dos contratos forçando uma pessoa a trabalhar, pois são equivalentes a uma forma de servidão. Um indivíduo sempre tem o direito de escolher o quanto quer trabalhar e se quer trabalhar. Consequentemente, caso fosse possível securitizar e vender seu fluxo de salários futuros, ele não teria incentivo a continuar trabalhando e, respaldado pela lei, não poderia ser obrigado a cumprir o contrato. Uma vez que o mercado

de crédito antecipa este comportamento, um título de crédito lastreado na renda futura do trabalho passa a não ter qualquer valor.

Desta questão surge a pergunta sobre como um investidor dotado de capital humano ilíquido deve alocar sua riqueza financeira entre classes de ativos com diferentes níveis de risco de mercado. Cabe lembrar que este conceito de risco diz respeito à exposição do investidor à volatilidade dos preços dos ativos financeiros. A teoria oferece alguma orientação para responder à pergunta colocada. A riqueza total do investidor é a soma do capital humano (H_t) com a riqueza financeira (W_t). Ao contrário do capital humano, os ativos que compõem a riqueza financeira são transacionáveis, ou seja, podem ser negociados em mercados mais ou menos líquidos. Se o capital humano fosse transacionável, sua existência em nada afetaria a alocação ótima da riqueza financeira. Primeiro, cada investidor liquidaria seu capital humano, para em seguida investir o montante $\hat{\alpha}(W_t + H_t)$ de sua riqueza total em ativos arriscados, onde $\hat{\alpha}$ é a proporção ótima da riqueza total alocada nestes ativos. A parcela restante da riqueza total, dada por $(1 - \hat{\alpha})(W_t + H_t)$, seria alocada no ativo livre de risco. No entanto, como explicado, o estoque de capital humano (H_t) não é transacionável. E este fato tem um efeito direto sobre a alocação da riqueza financeira. A fim de ilustrar o mais claramente possível este efeito, é conveniente supor que a renda futura do trabalho é conhecida com certeza, ou seja, sua volatilidade é nula. Neste caso, o capital humano H_t é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros do trabalho descontado pela taxa de juros livre de risco, ou seja,

$$H_t = E_t \left[\sum_{i=0}^T \frac{L_{t+i}}{(1+r)^i} \right] \quad (1)$$

onde L_{t+i} é a renda obtida com salário no período $t + i$, r é a taxa de juros livre de risco e T é o número de períodos de trabalho. Isto mostra que o capital humano equivale a uma posição implícita não transacionável no ativo livre de risco. Logo, a decisão ótima do investidor é ajustar seu portfólio de ativos financeiros de forma a alcançar a alocação ótima de sua riqueza total entre os ativos arriscados e o ativo livre de risco. Colocando de outra forma, o investidor deve compensar o *excesso* de ativo livre de risco na forma de capital humano, do qual não pode se livrar no mercado, alocando uma fatia maior de sua riqueza financeira em ativos arriscados. Para tanto, o investidor deve aplicar um valor igual a $\hat{\alpha}(W_t + H_t)$ de sua riqueza financeira em ativos arriscados e um valor igual a $W_t - (1 - \hat{\alpha})(W_t + H_t)$ no ativo livre de risco. Logo, a proporção ótima da riqueza financeira alocada em ativos arriscados, denotada por α , é dada por

$$\alpha = \frac{\hat{\alpha}(W_t + H_t)}{W_t} = \hat{\alpha} \left(1 + \frac{H_t}{W_t} \right) \quad (2)$$

Uma vez que $W_t \geq 0$ e $H_t \geq 0$, segue que $\alpha \geq \hat{\alpha}$, ou seja, a proporção da riqueza financeira em ativos arriscados é maior que a proporção da riqueza total nestes ativos. Logo, a existência de capital humano não transacionável desloca a riqueza financeira em direção aos ativos arriscados.

Outra implicação do resultado (2) é que a proporção da riqueza financeira alocada em ativos arriscados aumenta com a participação do capital humano na riqueza total, determinada pela razão $\left(\frac{H_t}{W_t}\right)$. Além disso, esta razão varia ao longo do ciclo da vida do investidor. No começo da vida adulta, ela tende a ser relativamente alta por duas razões. Em primeiro lugar, o capital humano H_t é elevado por conta da expectativa de um longo período de trabalho futuro. Em segundo lugar, a riqueza financeira W_t é reduzida por conta do curto período até então disponível para a formação de poupança. À medida que a idade avança, esta relação tende naturalmente a declinar, aproximando-se de zero na aposentadoria, quando então o capital humano corresponde ao valor esperado do fluxo de recebimentos da seguridade social. A conclusão é que jovens investidores ocupados profissionalmente devem alocar nos ativos arriscados uma proporção maior de sua riqueza em relação à média dos investidores.

A razão entre o capital humano e a riqueza financeira também é influenciada pelos retornos dos ativos financeiros. Quando a bolsa de ações entra numa trajetória ascendente, a riqueza financeira do investidor cresce relativamente a seu capital humano, reduzindo a razão $\left(\frac{H_t}{W_t}\right)$ no resultado (2), e isto diminui a proporção ótima de sua riqueza financeira alocada em ações. O contrário ocorre quando a bolsa entra numa trajetória descendente. Esse movimento é conhecido na literatura como *Contrarian Investment Strategy*. Assim, a teoria não apenas sugere um rebalanceamento frequente dos portfólios, como também recomenda uma redução da proporção investida em ativos arriscados justamente após o mercado destes ativos acumular bons resultados.

E qual o impacto da volatilidade dos salários e ordenados (*background risk*) sobre a alocação de portfólio? Sob a hipótese de correlação nula entre os retornos dos ativos financeiros e a renda do trabalho, ou qualquer outra fonte de renda não financeira, a mera existência desta renda, não importa o tamanho de sua volatilidade, deve estimular uma alocação relativamente maior em ativos arriscados. Isto porque alguma renda do trabalho é sempre melhor do que nenhuma, no sentido de que esta renda garante a certeza de um consumo mínimo no caso de quedas bruscas no valor dos ativos financeiros. Por outro lado, é preciso observar que quanto maior a incerteza quanto ao fluxo de salários futuros, maior a taxa de desconto utilizada para trazer esse fluxo ao valor presente e, portanto, menor o estoque de capital humano – o qual, cabe lembrar, equivale a uma dotação não transacionável do ativo livre de risco. Como resultado, à medida que a volatilidade da renda do

trabalho aumenta, a razão entre o capital humano e a riqueza financeira declina, o que por sua vez reduz a proporção ótima da riqueza financeira em ativos arriscados. No limite em que a renda do trabalho torna-se arbitrariamente volátil, a alocação nestes ativos se aproxima daquela quando não existe capital humano.

Na realidade, a renda do trabalho de boa parte dos investidores é positivamente correlacionada com o retorno médio dos ativos financeiros arriscados. O desempenho agregado da economia influencia diretamente não apenas a rentabilidade média do mercado de ações e de outros ativos arriscados, mas também a renda não financeira dos investidores ocupados nos setores sensíveis ao ciclo de negócios. Para estes investidores, quanto maior a correlação entre a renda do trabalho e os retornos dos ativos arriscados, menos o capital humano *se assemelha* ao ativo livre de risco e, portanto, menor a alocação ótima em ativos arriscados. Exemplos bem típicos destes investidores são os comerciantes, os profissionais liberais e a maioria dos trabalhadores autônomos, cujos negócios dependem fortemente do crescimento da renda pessoal agregada, assim como os executivos das empresas privadas, cujo salário variável é determinado pelo lucro das empresas onde trabalham. A renda não financeira destes investidores já é suficientemente arriscada para que estejam dispostos a comprometer grande parte de sua riqueza financeira em ativos arriscados. Embora numa escala menor, a renda do trabalho dos operários e dos funcionários subalternos das empresas privadas também depende da temperatura da economia, não tanto pelo salário recebido enquanto empregado, mas principalmente pela possibilidade de desemprego e corte de benefícios nos períodos de recessão. No caso extremo em que a renda do trabalho é perfeitamente correlacionada com o retorno dos ativos arriscados, o capital humano *transforma-se* numa posição não transacionável implícita nesse ativo, de forma que é ótimo para o investidor migrar suas aplicações para o ativo livre de risco.

2.2 Modelo de alocação de portfólio na presença de renda do trabalho

Apesar de bastante intuitivas, as ideias acima não podem ser deduzidas nem analisadas rigorosamente a partir da equação (2). Esta limitação justifica o desenvolvimento de um modelo formal de alocação de portfólio nesta subseção, a qual é igualmente útil para colocar alguns resultados adicionais que não puderam ser adequadamente examinados na análise informal da subseção anterior. O modelo assume um investidor de curto prazo com renda do trabalho exógena enfrentando o problema de alocação de portfólio de sua riqueza financeira. Não obstante o horizonte de curto prazo, o modelo é rico o suficiente para colocar de forma simples as principais questões pertinentes à dinâmica da alocação de portfólio no ciclo da vida. Segue, adiante, uma descrição sucinta do modelo.

Num período t qualquer, o investidor decide a alocação de portfólio de sua riqueza financeira W_t de forma a maximizar a utilidade potência do consumo em $t + 1$, dada pela função

$$u(C_{t+1}) \equiv \frac{C_{t+1}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3)$$

sujeito à restrição orçamentária

$$C_{t+1} = (1 + R_{t+1}^p)W_t + L_{t+1} \quad (4)$$

onde γ é o coeficiente de aversão ao risco e R_{t+1}^p é a taxa de retorno líquido do portfólio entre t e $t + 1$, enquanto C_{t+1} e L_{t+1} são o consumo e a renda do trabalho em $t + 1$ respectivamente. Existem apenas dois ativos financeiros: um ativo livre de risco com retorno constante R_f e um ativo arriscado cujo retorno R_{t+1} tem uma distribuição lognormal dada por $\ln R_{t+1} - \ln R_f \approx N[\mu_R, \sigma_R^2]$, onde μ_R é o prêmio de risco. A taxa de retorno do portfólio é dada por

$$R_{t+1}^p = \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_f \quad (5)$$

onde α_t é a proporção da riqueza investida no ativo arriscado no período t .

A renda do trabalho L_{t+1} tem uma distribuição lognormal dada por $\ln L_{t+1} \approx N[\mu_L, \sigma_L^2]$. Uma hipótese crucial é que a renda do trabalho L_{t+1} e a taxa de retorno do ativo arriscado R_{t+1} podem ser contemporaneamente correlacionadas, de forma que o sinal da estatística $\sigma_{RL} \equiv \text{Cov}_t(\ln R_{t+1}, \ln L_{t+1})$ é uma questão empírica.

A condição de Euler do problema de otimização acima do investidor é dada por

$$E_t[C_{t+1}^{-\gamma}(1 + R_{t+1})] = E_t[C_{t+1}^{-\gamma}(1 + R_f)] \quad (6)$$

Esta condição estabelece que, na escolha ótima do investidor, a utilidade marginal esperada da riqueza precisa ser igual entre os dois ativos. Loglinearizando esta condição, chega-se a uma expressão aproximada para a proporção ótima $\hat{\alpha}_t$ da riqueza financeira investida no ativo arriscado, dada por

$$\hat{\alpha}_t = \frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu_R + \sigma_R^2 / 2}{\gamma \sigma_R^2} \right) + \left(1 - \frac{1}{\rho} \right) \left(\frac{\sigma_{RL}}{\sigma_R^2} \right) \quad (7)$$

tal que

$$\frac{1}{\rho} = 1 + \exp E \left[\ln \frac{L_{t+1}}{W_t (1 + R_{t+1}^p)} \right] \quad (8)$$

É possível extrair dos resultados (7) e (8) algumas previsões importantes quanto ao efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio. A alocação ótima $\hat{\alpha}_t$ no ativo arriscado tem dois componentes. O primeiro componente, denotado pela letra A na equação (7), é exatamente a alocação ótima *se* o risco da renda do trabalho fosse idiossincrático, ou seja, se a renda do trabalho não fosse correlacionada com o retorno do ativo arriscado ($\sigma_{RL} = 0$). Este caso ocorre quando os fatores de risco subjacentes à renda do trabalho do investidor são específicos a sua ocupação profissional e/ou fonte de renda, não sendo compartilhados pela economia como um todo. Consistente com a teoria, este primeiro componente aumenta com o prêmio de risco μ_R e diminui com a variância do retorno do ativo arriscado σ_R^2 e também com o coeficiente de aversão relativa ao risco γ .

O segundo componente da alocação ótima $\hat{\alpha}_t$ no ativo arriscado, denotado pela letra B na equação (7), é a alocação para proteção (*hedge*) contra choques na renda do trabalho. Uma vez que $0 < p < 1$ pela equação (8), a existência deste segundo componente formaliza a ideia colocada na subseção anterior de que a demanda pelo ativo arriscado declina com o aumento da covariância σ_{RL} entre seu retorno e a renda do trabalho. Para entender este resultado, é importante lembrar que a utilidade do investidor aumenta com a redução da volatilidade do consumo em $t + 1$. Por sua vez, o consumo em $t + 1$ é a soma da riqueza financeira em $t + 1$ com a renda do trabalho em $t + 1$. Consequentemente, se a correlação entre o retorno do ativo arriscado e a renda do trabalho é negativa, esse ativo funciona como uma proteção (*hedge*) contra choques adversos na renda do trabalho, reduzindo assim a volatilidade do consumo. Além disso, quanto maior o valor absoluto desta correlação negativa, maior a proteção oferecida pelo ativo. Por outro lado, se aquela correlação é positiva, uma posição comprada no ativo arriscado amplifica a volatilidade do consumo total. A conclusão geral é que a demanda pelo ativo arriscado depende não somente de seu prêmio de risco e de sua volatilidade, mas também de sua capacidade de proteger o consumo do investidor de choques adversos na renda do trabalho.

Outras conclusões igualmente importantes em relação ao efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio podem ser extraídas dos resultados (7) e (8). Uma primeira conclusão é que a proporção da riqueza alocada no ativo arriscado por um investidor sem qualquer fonte de renda do trabalho é sempre menor que a proporção alocada por um investidor com renda do trabalho cujo risco é idiossincrático, não importa qual seja a variância σ_L^2 desta renda. Este resultado é fácil de verificar. A alocação ótima $\hat{\alpha}_t^{ID}$ no caso de risco do trabalho idiossincrático, ou seja, quando $\sigma_{RL} = 0$ e $\sigma_L^2 \geq 0$ é dada por

$$\hat{\alpha}_t^{ID} = \frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu_R + \sigma_R^2 / 2}{\gamma \sigma_R^2} \right) \quad (9)$$

Por outro lado, a alocação ótima α_t^{NL} do investidor sem renda do trabalho é dada por

$$\alpha_t^{NL} = \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \quad (10)$$

Isto ocorre porque, na equação (8), ρ converge para 1 quando L_{t+1} se aproxima de zero. Finalmente, como $0 < p < 1$ pela equação (8), segue que $\hat{\alpha}_t^{ID} > \alpha_t^{NL}$. A intuição por trás deste resultado é que a mera existência de renda do trabalho, independentemente de sua volatilidade, aumenta o consumo do investidor em qualquer estado da natureza. Isto implica diminuir a probabilidade de o consumo cair abaixo do nível de subsistência em virtude de um desempenho muito ruim dos ativos financeiros. Alguma renda do trabalho é sempre melhor do que nenhuma, uma vez que garante com certeza um consumo positivo para o investidor em qualquer estado da natureza. Este “colchão” de proteção faz o investidor mais “seguro” para investir no ativo arriscado.

Uma segunda conclusão diz respeito ao efeito da composição da riqueza total entre capital humano e riqueza financeira sobre a alocação de portfólio. A intuição deste resultado é bem clara quando a volatilidade da renda do trabalho é nula, ou seja, quando $\sigma_L^2 = 0$. Neste caso, o risco do trabalho é idiossincrático e a alocação ótima $\hat{\alpha}_t^{ID}$ dada pela equação (9). Além disso, quando o intervalo de tempo entre t e $t + 1$ converge para zero, é possível provar que $\frac{1}{\rho} \approx 1 + \frac{H_t}{W_t}$ na equação (8), onde o capital humano H_t é dado por $H_t \approx \frac{L_{t+1}}{1 + R_{t+1}^p}$. Substituindo este resultado na equação (9), segue-se que

$$\hat{\alpha}_t^{ID} = \frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \approx \left(1 + \frac{H_t}{W_t} \right) \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \quad (11)$$

Como esperado, o resultado (11) mostra que a alocação ótima no ativo arriscado aumenta com a maior participação do capital humano na riqueza total. Como discutido na subseção anterior, isto ocorre porque o capital humano equivale a uma dotação implícita não transacionável no ativo livre de risco. Este resultado é importante para entender o efeito do ciclo da vida sobre a alocação de portfólio, uma vez que a razão entre o capital humano e a riqueza financeira declina com a idade do investidor.

Um terceiro resultado refere-se ao efeito da volatilidade da renda do trabalho σ_L^2 sobre a alocação ótima no ativo arriscado. É possível provar que, sob condições bastante gerais, um aumento desta volatilidade tem um efeito positivo sobre o termo ρ na equação (8). Com risco do trabalho idiossincrático, isto diminui a alocação ótima $\hat{\alpha}_t^{ID}$ no ativo arriscado, dada pela equação (9). Novamente, a intuição deste

resultado foi discutida na subseção anterior. Quanto mais volátil a renda do trabalho, maior a taxa de desconto do fluxo futuro dos rendimentos do trabalho e, portanto, menor o valor do capital humano e de sua razão com a riqueza financeira.

Resumindo os resultados supracitados, pode-se afirmar que, *ceteris paribus*, a proporção ótima da riqueza financeira alocada no ativo arriscado é tanto maior quanto

- maior o prêmio de risco oferecido pelo ativo com risco;
- menor a volatilidade do ativo com risco;
- menor o grau de aversão ao risco;
- menor a covariância entre a renda do trabalho e o retorno do ativo arriscado;
- menor a volatilidade da renda do trabalho.

2.3 Interpretação dos efeitos das variáveis demográficas e socioeconômicas sobre a alocação de portfólio

A parte empírica do trabalho estima os efeitos de um conjunto de variáveis demográficas, sociais e econômicas sobre a alocação de portfólio de uma amostra de investidores brasileiros. Como as mudanças nestas variáveis afetam os momentos da distribuição conjunta da renda do trabalho e dos retornos dos ativos, os resultados apresentados nas duas subseções anteriores permitem fazer uma previsão daqueles efeitos, as quais são discutidas a seguir.

2.3.1 Sexo

Não consta na literatura convencional sobre a teoria das decisões financeiras qualquer argumento racionalizando o efeito do sexo do investidor sobre sua decisão de portfólio. Contudo, mais recentemente, a literatura de finanças comportamentais tem enfatizado a existência de atributos psicológicos que poderiam influenciar a alocação da riqueza. Se este argumento procede, diferenças em termos de educação e de experiência de vida poderiam eventualmente tornar as mulheres mais avessas ao risco do que os homens. De qualquer forma, é interessante verificar empiricamente a extensão em que homens e mulheres diferem quanto ao perfil de investimento.

2.3.2 Estado civil

Novamente, a literatura convencional não tem muito a dizer. Logo, é preciso tomar emprestado fatos estilizados da literatura de finanças comportamentais para a compreensão dos possíveis efeitos desta variável sobre a alocação de portfólio. Em princípio, é possível identificar dois efeitos em direções opostas. Por um lado, pode-se argumentar que investidores com cônjuge são menos tolerantes ao risco em decorrência de sua preocupação em garantir uma renda estável para o sustento da unidade familiar. Implícita nesse argumento é a hipótese de que investidores com

cônjuge possuem um número relativamente maior de dependentes. Por outro lado, investidores com cônjuge podem contar com o suporte financeiro de seus parceiros para amortecer choques adversos na sua renda individual e, conseqüentemente, devem se mostrar relativamente mais tolerantes ao risco. A inclusão desta variável explicativa no modelo econométrico permite verificar, no caso de sua significância estática, qual dos dois efeitos acima é preponderante.

2.3.3 Patrimônio

Pelo menos teoricamente, a literatura sugere quatro canais por meio dos quais se desdobra o efeito do patrimônio sobre a alocação de portfólio. Todos partem da forte premissa de que o patrimônio declarado pelo investidor é uma *proxy* razoável de sua riqueza financeira. Em primeiro lugar, o patrimônio influencia a alocação de portfólio se o grau de aversão ao risco do investidor varia com a renda e a riqueza. No entanto, a evidência empírica não sustenta esta possibilidade, razão pela qual é padrão na literatura a hipótese de aversão relativa ao risco constante. Em segundo lugar, como explicado na subseção anterior, uma mudança no patrimônio – *proxy* da riqueza financeira – altera a alocação de portfólio se o capital humano permanece constante. No entanto, patrimônio e capital humano são variáveis fortemente correlacionadas. Em terceiro lugar, investidores com patrimônio mais elevado provavelmente extraem seus rendimentos financeiros de fontes mais voláteis e mais correlacionadas com o retorno de ativos arriscados. Por exemplo, os proventos dos executivos com participação nos lucros das suas empresas dependem muito mais do desempenho da economia como um todo do que os proventos dos operários. Em quarto lugar, existe um custo fixo de entrada no mercado de ações e outros ativos arriscados, cujo valor independe do montante total aplicado. Logo, dada uma proporção alocada no ativo com risco, quanto maior a riqueza financeira, maior a diluição do custo fixo. Por esta razão, a probabilidade de participação no mercado de ações deve aumentar com o patrimônio do investidor. Esse custo fixo é composto não apenas pelas taxas de corretagem, emolumentos e custódias, mas também pelo tempo e pelos recursos gastos no aprendizado para operar em mercados mais sofisticados como o de renda variável.

2.3.4 Faixa etária

Na média populacional, a razão entre o capital humano e a riqueza financeira declina ao longo do ciclo da vida, causando assim uma mudança no perfil médio das aplicações dos investidores. Enquanto jovens, esta razão é elevada devido ao longo fluxo esperado de salários futuros e ao pequeno montante de riqueza financeira até então acumulada. À medida que a idade avança, o capital humano diminui com a maior proximidade do término da vida profissional, enquanto a riqueza financeira aumenta com a formação progressiva de poupança para o financiamento da aposentadoria. Desta forma, como explicado na subseção anterior, a teoria sugere que os investidores migram para classes de ativos menos arriscados

à medida que envelhecem. Cabe observar que a razão entre o capital humano e a riqueza financeira não necessariamente evolui monotonicamente ao longo do ciclo da vida do investidor. Esta razão pode aumentar durante os primeiros anos da vida profissional em virtude da aproximação dos picos salariais e também durante a aposentadoria, quando o consumo é financiado principalmente com a liquidação da riqueza financeira. Neste segundo caso, o capital humano é o valor presente do fluxo futuro de rendimentos provenientes da aposentadoria pública, cuja trajetória decrescente ocorre numa velocidade inferior à da riqueza financeira. Novamente com base na literatura de finanças comportamentais, pode-se também arriscar que investidores mais velhos sejam relativamente mais prudentes, uma vez que suas experiências passadas lhes proporcionam uma noção mais clara dos riscos inerentes ao mercado dos ativos mais arriscados.

2.3.5 Ocupação

Esta variável diz respeito à origem dos rendimentos não financeiros do investidor, tais como salários, participações nos lucros das empresas, pensões e aposentadorias, doações, heranças e ganhos como autônomo. Esta variável explicativa é relevante para a alocação de portfólio porque determina a volatilidade dos rendimentos não financeiros do investidor, bem como a correlação destes rendimentos com os retornos dos ativos financeiros. Por exemplo, o salário dos funcionários públicos é menos volátil e menos correlacionado com o retorno dos ativos financeiros que o salário dos trabalhadores do setor privado. Como observado na subseção anterior, a proporção ótima da riqueza financeira aplicada no ativo arriscado aumenta com a maior participação do capital humano na riqueza total. Por sua vez, o capital humano é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros, cuja taxa de desconto reflete o custo do dinheiro ajustado pelo risco. Quanto maior a volatilidade dos rendimentos futuros e quanto maior sua correlação com os rendimentos financeiros, maior o risco embutido nos rendimentos futuros e, portanto, menor o capital humano e sua razão com a riqueza financeira.

3 DADOS

Esta seção descreve a base de dados, os subperíodos amostrais e as variáveis explicativas usadas nos modelos econométricos.

3.1 Base de dados

A principal informação da base de dados consiste de observações sobre aplicações financeiras em fundos de investimento coletadas de uma amostra de investidores brasileiros de renda relativamente alta em relação à média nacional. Esta informação foi provida pela BNY Mellon Serviços Financeiros, uma empresa focada na prestação de serviços de administração fiduciária para gestores independentes e clientes institucionais. A base de dados também incorpora informação sobre

algumas importantes características demográficas e socioeconômicas destes investidores. As variáveis demográficas são sexo, estado civil e idade, enquanto as variáveis socioeconômicas são patrimônio e ocupação.

Como as aplicações financeiras da amostra estão em fundos administrados por gestores independentes, é razoável classificar seus cotistas como investidores de alta renda em relação à média nacional. Isto porque estes fundos costumam impor limites elevados para aplicação mínima e não estão disponibilizados nas redes de bancos comerciais, além do que seus canais de distribuição estão focados em clientes de alta renda.

É razoável supor que os investidores da amostra mantenham ativos reais e alguma parte de sua riqueza financeira fora dos fundos cobertos pelo BNY Mellon Serviços Financeiros. A ausência de informação sobre estes componentes da riqueza é uma séria limitação da base de dados, uma vez que torna impossível uma medida precisa da diversificação da carteira dos investidores entre classes de ativos com riscos diferentes. No entanto, como a BNY Mellon Serviços Financeiros é responsável pela administração de quase 90% dos fundos disponíveis no mercado, é razoável admitir que a base de dados proveja informação confiável sobre a composição do portfólio dos investidores na base de dados.

3.2 Subperíodos amostrais

Os dados sobre aplicações financeiras são referentes a valores registrados no final de cada mês ao longo do período entre janeiro de 2007 e dezembro de 2008. Para efeito de análise, este período de 24 meses foi subdividido em três subperíodos distintos em termos de condições de mercado. O subperíodo I vai de janeiro a julho de 2007, o subperíodo II vai de agosto de 2007 a agosto de 2008 e o subperíodo III vai de setembro a dezembro de 2008. Esta divisão baseou-se em critérios puramente quantitativos, tais como janelas de desempenho e níveis de volatilidade, bem como nos eventos ocorridos em 2007 e 2008 que possam justificar quebras estruturais verificadas no comportamento das bolsas. Procurou-se desta forma reduzir ao máximo o componente de arbitrariedade na seleção dos períodos.

As tabelas 1 e 2 deixam claro que os três subperíodos diferem significativamente em termos de retorno e volatilidade do mercado de renda variável. A metade esquerda da tabela 1 mostra o retorno acumulado dos índices da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo (Ibovespa) e Standard & Poor's (S&P) em cada subperíodo, enquanto a metade direita da tabela mostra o desvio-padrão do retorno diário anualizado em cada subperíodo. Para ambos os índices, o retorno acumulado declina do período I ao período III, enquanto a volatilidade evolui na direção oposta. Por exemplo, o retorno acumulado do Ibovespa declina 16,7 pontos percentuais (p.p.) entre os períodos I e II e 34,6% entre os períodos II e III, enquanto a volatilidade do retorno diário mais que triplica entre os períodos I e III.

TABELA 1
Ibovespa e S&P
(Em %)

Índice	Retorno acumulado			Volatilidade do retorno ¹		
	Período I	Período II	Período III	Período I	Período II	Período III
Ibovespa	19,4	2,7	-31,9	24,3	31,8	77,4
S&P	8,0	-16,4	-29,7	15,9	21,3	66,9

Fonte: Bloomberg.

Nota: ¹ A volatilidade é calculada como o desvio-padrão do retorno diário anualizado no período.

TABELA 2
Expectativa do retorno do Ibovespa¹

Prazo	Período I	Período II	Período III
12 meses	0,5	0,1	-0,4
24 meses	1,1	0,5	-0,2
36 meses	1,4	1,0	0,1

Fonte: Bloomberg.

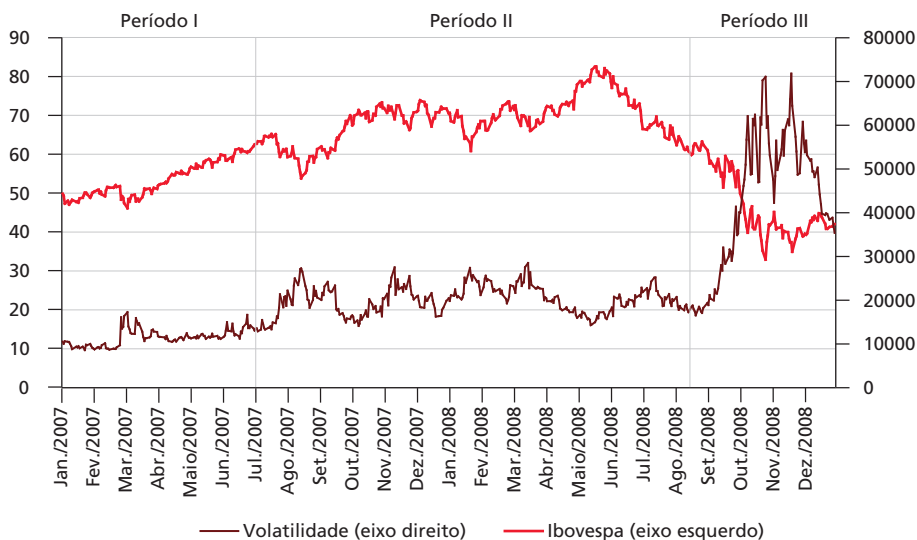
Nota: ¹ Para cada subperíodo e prazo, a tabela apresenta a média dos retornos acumulados do Ibovespa nos horizontes de tempo que terminam no último dia útil de todos os meses do subperíodo

A tabela 1 apresenta apenas as *realizações* do retorno e da volatilidade dos índices. Já a tabela 2 permite investigar como as expectativas dos investidores quanto ao retorno do Ibovespa evoluiu entre os três subperíodos. Para cada um dos subperíodos I, II e III e para cada um dos prazos de 12, 24 e 36 meses, esta tabela apresenta a média dos retornos acumulados do índice Ibovespa nos horizontes de tempo que terminam no último dia útil de todos os meses do subperíodo. A tabela 2 procura descrever como, em média, o investidor avaliou suas oportunidades de investimento em renda variável dentro de cada subperíodo. Supõe-se simploriamente que as expectativas de retorno futuro são formadas com base nos retornos realizados no passado. Para qualquer prazo, é evidente uma forte deterioração da percepção do investidor quanto às oportunidades de investimento entre os subperíodos I e II e entre os subperíodos II e III.

Os gráficos 1 e 2 mostram as trajetórias dos índices Ibovespa e S&P, bem como de suas volatilidades, entre os meses de janeiro de 2007 e dezembro de 2008. Os três subperíodos amostrais descritos estão separados por linhas pretas verticais. Estes gráficos ajudam a compreender as razões por trás das mudanças nas condições de mercado entre estes subperíodos. O subperíodo I, entre janeiro e julho de 2007, é marcado pelo otimismo exagerado decorrente do excesso de liquidez mundial. Apesar do viés altista, é razoável afirmar que condições normais de mercado prevaleceram neste período, uma vez que a volatilidade dos preços dos ativos financeiros ficou próxima a níveis historicamente normais e foi relativamente

baixa em relação aos períodos posteriores. Somente nos dias finais deste período surgiram as primeiras notícias relevantes dos desdobramentos da crise do mercado de crédito imobiliário americano. Ainda em junho, o banco norte-americano Bear Stearns anunciou redução de 30% no lucro do segundo trimestre do ano por conta de perdas causadas por créditos imobiliários. No dia 24 de julho, a CountryWide Financial, a maior empresa do ramo de crédito hipotecário dos Estados Unidos, divulgou pelo terceiro trimestre consecutivo uma queda nos lucros, reduzindo suas projeções para os meses seguintes. O preço de suas ações caiu 12% no dia. Em meados de julho, aconteceu o primeiro movimento de queda mais acentuada das bolsas e o aumento da volatilidade dos mercados.

GRÁFICO 1
Ibovespa: índice e volatilidade



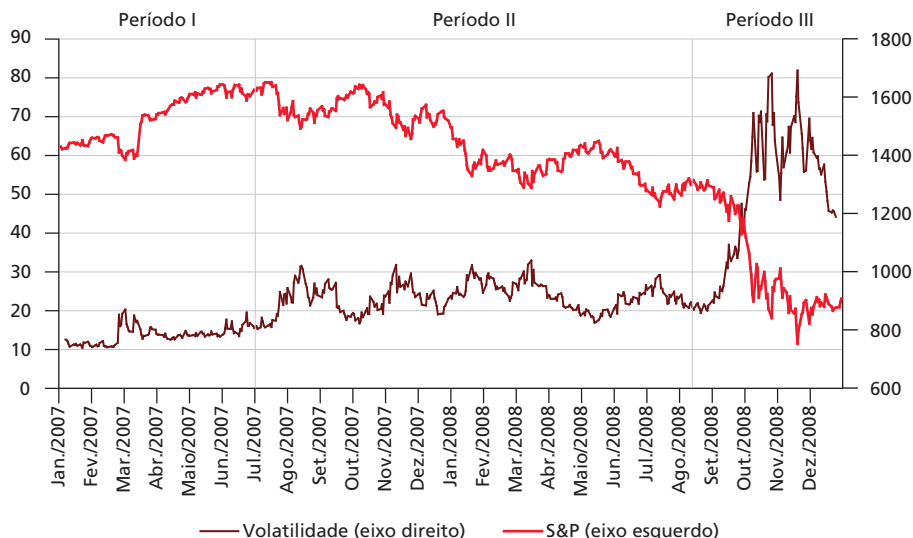
Fonte dos dados: Bloomberg.

Obs.: Volatilidade anualizada com janela móvel de três meses.

O subperíodo II, entre agosto de 2007 e agosto de 2008, caracteriza-se por um aumento sensível da volatilidade dos mercados. Nesse período, acumulam-se notícias de perdas causadas por créditos hipotecários de má qualidade. Em março de 2008, a seguradora AIG, a maior do seu ramo no mundo, registra um prejuízo de US\$ 5,3 bilhões no quarto trimestre de 2007, enquanto o banco J. P. Morgan compra o Bear Stearns por um preço irrisório quando comparado ao seu valor de mercado um ano antes. Em julho do mesmo ano, o banco americano IndyMac declara concordata. Como observado nos gráficos 1 e 2, a sequência de más notícias empurra a volatilidade dos mercados para um patamar claramente superior. No entanto, o Ibovespa atinge seu pico neste período, em maio de 2008, após a economia brasileira ter recebido o

grau de investimento pela agência de *ratings* S&P. Havia até então o sentimento de um descolamento do Ibovespa em relação às demais bolsas ao redor do mundo, alimentado por sólidos fundamentos macroeconômicos. No entanto, a partir de meados de junho de 2008, a bolsa brasileira sofre forte e prolongada realização acompanhada pelo aumento do sentimento de aversão ao risco.

GRÁFICO 2
S&P: índice e volatilidade



Fonte dos dados: Bloomberg.

Nota: Volatilidade anualizada com janela móvel de três meses.

O subperíodo III, entre setembro e dezembro de 2008, é definido como o período de “crise instalada”. O mês de setembro foi marcado por eventos que empurraram a volatilidade dos mercados fortemente para cima. Em 7 de setembro, o governo norte-americano assume o controle das gigantes do crédito imobiliário Fannie Mae e Freddie Mac e no dia 15 de setembro o banco de investimentos Lehman Brothers entra com pedido de concordata, provocando a maior queda nas bolsas americanas desde os atentados de 11 de setembro de 2001. O movimento de desalavancagem de posições, já iniciado no período anterior, acentua-se profundamente e a aversão ao risco do mercado alcança seu pico com o aumento da expectativa de uma crise sistêmica.

3.3 Variáveis explicativas

Todos os regressores incluídos nos modelos econométricos são variáveis categóricas, de forma que cada um deles reparte a amostra numa coleção finita de categorias. Variáveis categóricas podem ser ordinais ou nominais. A diferença entre os dois

tipos reside na existência de uma relação intrinsecamente ordinal, crescente ou decrescente, entre as categorias de uma variável ordinal. As variáveis idade e patrimônio, embora originalmente quantitativas na amostra, foram transformadas em categóricas ordinais pelo agrupamento das observações em intervalos discretos, os quais foram definidos com base no significado intrínseco de seus limites e na existência de um número suficiente de observações para cada categoria. Segue adiante a descrição das variáveis explicativas:

- Sexo. Variável binária. Masculino é categoria de referência.
- Ocupação. Variável categórica nominal com três categorias: setor privado (variável de referência), setor público e informação não disponível. Esta é uma classificação simples e um tanto arbitrária para dividir os investidores da amostra com base no risco de seus rendimentos não financeiros. No entanto, é o melhor que pode ser feito diante das limitações da base de dados. Com as informações disponíveis sobre a profissão e/ou a situação empregatícia dos investidores, é possível classificar cada um deles como pertencendo ao setor privado ou ao setor público. Foram classificados no setor público os investidores com renda do trabalho relativamente muito pouco volátil e fracamente correlacionada com os retornos dos ativos financeiros arriscados, tais como funcionários públicos, militares, aposentados e pensionistas. Foram classificados no setor privado os investidores com renda do trabalho razoavelmente volátil e correlacionada com os retornos dos ativos financeiros, tais como comerciantes, proprietários e funcionários de empresas privadas, profissionais liberais e autônomos. Foram classificados como não tendo informação disponível os investidores para os quais não foi possível obter informação segura quanto ao risco de seus rendimentos não financeiros.
- Estado civil. Variável categórica nominal com três categorias: com cônjuge (variável de referência), sem cônjuge e sem informação disponível.
- Faixa etária. Variável categórica ordinal com quatro categorias: até 30 anos, de 31 até 40 anos, de 41 até 50 anos e maior ou igual a 51 anos.
- Patrimônio. Variável categórica ordinal com quatro categorias: até R\$ 500 mil, de R\$ 500 mil até R\$ 1 milhão, de R\$ 1 milhão até R\$ 3 milhões e acima de R\$ 3 milhões.

Antes do estudo econométrico, é conveniente realizar uma análise bruta dos dados através das tabulações cruzadas apresentadas nas tabelas 3 e 4. A tabela 3 apresenta a distribuição empírica, absoluta e relativa, da amostra entre as categorias de cada variável explicativa para os três subperíodos amostrais. É possível definir um investidor representativo para cada subperíodo. No subperíodo I, este investidor

é homem com pelo menos 51 anos, possui cônjuge e patrimônio até R\$ 500 mil e encontra-se alocado no setor privado. Nos subperíodos II e III, este investidor é homem, sem cônjuge, com no máximo 30 anos, alocado no setor privado e patrimônio de até R\$ 500 mil.

TABELA 3
Tabulação cruzada: frequência das observações por categoria

	Período I		Período II		Período III	
	Frequência absoluta (%)	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta (%)	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta (%)	Frequência relativa (%)
Patrimônio						
Abaixo de R\$ 500.000	2.179	46	7.458	60	7.243	61
De R\$ 500.000 a R\$ 1.000.000	733	16	1.694	14	1.585	13
De R\$ 1.000.000 a R\$ 3.000.000	1.086	23	2.055	17	1.898	16
Acima de R\$ 3.000.000	719	15	1.188	10	1.080	9
Subtotal	4.717	100	12.395	100	11.806	100
Estado civil						
Com cônjuge	2.308	49	5.596	45	5.332	45
Sem cônjuge	2.230	47	6.459	52	6.162	52
Não disponível	179	4	340	3	312	3
Subtotal	4.717	100	12.395	100	11.806	100
Sexo						
Masculino	3.366	71	9.127	74	8.808	75
Feminino	1.351	29	3.268	26	2.998	25
Subtotal	4.717	100	12.395	100	11.806	100
Faixa etária						
≤ 30	1.068	23	3.953	32	3.872	33
31 - 40	1.385	29	3.493	28	3.353	28
41 - 50	836	18	1.990	16	1.841	16
≥ 50	1.428	30	2.959	24	2.740	23
Subtotal	4.717	100	12.395	100	11.806	100
Ocupação						
Setor privado	968	21	2.142	17	1.970	17
Setor público	381	8	1.236	10	1.230	10
Não disponível	3.368	71	9.017	73	8.606	73
Subtotal	4.717	100	12.395	100	11.806	100

Fonte: BNY Mellon Serviços Financeiros.

TABELA 4
Distribuição média da riqueza entre classes de fundos por nível de risco¹
(Em %)

	Período I				Período II				Período III			
	Conservador	Moderado	Agressivo	Total	Conservador	Moderado	Agressivo	Total	Conservador	Moderado	Agressivo	Total
Patrimônio												
Abaixo de R\$ 500.000	3,2	42,3	54,5	100,0	2,0	61,0	37,1	100,0	2,5	66,7	30,8	100,0
De R\$ 500.000 a R\$ 1.000.000	2,4	60,0	37,7	100,0	2,4	57,9	39,6	100,0	3,4	60,4	36,3	100,0
De R\$ 1.000.000 a R\$ 3.000.000	2,2	63,8	34,0	100,0	2,2	62,0	35,8	100,0	3,5	62,4	34,0	100,0
Acima de R\$ 3.000.000	2,0	67,1	30,9	100,0	2,3	65,1	32,7	100,0	3,8	64,8	31,3	100,0
Estado civil												
Com cônjuge	2,7	59,1	38,2	100,0	2,1	62,6	35,3	100,0	2,9	65,5	31,7	100,0
Sem cônjuge	2,7	48,3	49,0	100,0	2,1	60,2	37,7	100,0	3,0	65,0	32,1	100,0
Sexo												
Masculino	2,5	52,3	45,1	100,0	1,7	62,0	36,3	100,0	2,4	66,5	31,1	100,0
Feminino	3,0	57,4	39,6	100,0	3,0	58,8	38,2	100,0	4,5	60,7	34,9	100,0
Faixa etária												
≤ 30	2,5	39,7	57,8	100,0	1,5	61,9	36,6	100,0	2,2	67,8	30,1	100,0
31-40	2,8	52,2	45,0	100,0	2,0	59,6	38,4	100,0	2,8	63,2	34,0	100,0
41-50	2,4	59,7	37,9	100,0	2,2	62,3	35,6	100,0	2,9	65,7	31,4	100,0
≥ 50	2,8	62,4	34,8	100,0	2,8	61,1	36,1	100,0	4,1	62,8	33,1	100,0
Ocupação												
Setor privado	0,9	66,2	32,9	100,0	1,8	59,3	38,9	100,0	3,3	59,4	37,3	100,0
Setor público	1,4	48,9	49,7	100,0	2,1	63,7	34,2	100,0	2,5	68,4	29,1	100,0

Fonte: BNY Mellon Serviços Financeiros.
Nota: ¹Fundos classificados como conservador (renda fixa), moderado (multimercado) ou agressivo (ações).

Cada linha da tabela 4 mostra, para os três subperíodos amostrais, a alocação de portfólio média dos investidores agrupados numa categoria de uma certa variável explicativa. Existem três classes de fundos de investimentos, separados pelo nível de agressividade em relação ao risco de mercado: fundos de renda fixa (conservadores), fundos multimercados (moderados) e fundos de ações (agressivos). Por exemplo, a primeira linha da tabela 4 mostra que, no período 1, os investidores com renda até R\$ 500.000 alocaram, em média, 3,2% de sua riqueza em fundos conservadores, 42,3% de sua riqueza em fundos moderados e 54,5% de sua riqueza em fundos agressivos. Para todo investidor, a proporção média da riqueza alocada em cada classe num dado período é a média das proporções observadas no último dia útil dos meses dentro do período.

A análise da tabulação cruzada da tabela 4 com respeito ao subperíodo I, durante o qual prevaleceram condições normais de mercado, revela alguns fatos consistentes com as predições da literatura teórica. Um padrão de resultados bem diferente se observa nos subperíodos II e III, caracterizados por uma alta volatilidade dos mercados. Seguem adiante os principais fatos observados para cada variável explicativa:

3.3.1 Ocupação

No período I, os investidores ocupados no setor público investem cerca de 50% de sua riqueza em fundos agressivos, enquanto esta proporção cai para menos que 35% no caso dos investidores ocupados no setor privado. As proporções investidas nos fundos conservadores são praticamente iguais entre as duas categorias, enquanto os investidores ocupados no setor privado investem relativamente mais em fundos moderados. Este resultado é consistente com o fato de que a renda do trabalho dos investidores ocupados no setor público é, em média, menos volátil e menos correlacionada com o retorno dos ativos financeiros arriscados do que a renda do trabalho dos investidores ocupados no setor privado. Neste caso, a teoria postula que os investidores ocupados no setor público devem alocar uma proporção relativamente maior de sua riqueza financeira nos fundos mais agressivos. Este resultado não se repete nos períodos II e III, caracterizados por uma forte volatilidade dos mercados. Pelo contrário, os investidores do setor privado investem cerca de 4,5 p.p. a mais em fundos agressivos no período II, diferença que sobe para 8 p.p. no período III.

3.3.2 Faixa etária

No período I, a proporção média da riqueza alocada em fundos agressivos decresce monotonicamente com a idade, enquanto o movimento inverso ocorre com a proporção investida em fundos moderados. Novamente, as proporções investidas nos fundos conservadores são praticamente iguais entre as diversas categorias de idade. Este resultado é consistente com o argumento de que a proporção investida em ativos arriscados aumenta com a razão entre o capital humano e a riqueza financeira. Nos períodos II e III, a alocação de portfólio fica razoavelmente estável ao longo do ciclo da vida.

3.3.3 Patrimônio

No período I, a proporção investida em fundos agressivos decresce monotonicamente com o patrimônio do investidor. Uma queda brusca de 17 p.p. ocorre entre a primeira (até R\$ 500 mil) e a segunda categoria (de R\$ 500 mil a R\$ 1 milhão), a partir da qual o declínio é bem mais suave. Não se observa nos períodos II e III uma tendência bem definida da alocação de portfólio, a qual situa-se na faixa entre 30% e 40% para todas as categorias.

3.3.4 Sexo

No período I, a proporção média investida pelos homens em fundos agressivos é aproximadamente 5 p.p. maior. Esta relação se inverte nos períodos II e III, quando então a proporção investida pelas mulheres em fundos agressivos é ligeiramente maior.

3.3.5 Estado civil

No período I, os investidores sem cônjuge investem quase 50% de sua riqueza em fundos agressivos, enquanto esta proporção cai para cerca de 38% no caso de investidores com cônjuge. Este resultado suporta o argumento de que investidores com cônjuge têm menor apetite por risco em decorrência de sua preocupação em garantir uma renda estável para o sustento da unidade familiar. Nos períodos II e III, não se observa entre as duas categorias uma diferença significativa na proporção investida em fundos agressivos.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Esta seção apresenta os modelos econométricos usados na parte empírica do trabalho.

4.1 Modelo tobit censorado padrão

O principal objetivo do trabalho é explicar a alocação da riqueza financeira dos investidores brasileiros de alta renda entre classes de ativos com diferentes graus de risco de mercado. Para tanto, os fundos de investimento da amostra são divididos em duas classes: os fundos de renda fixa (DI e pré) e os fundos multimercado são agrupados numa mesma classe denominada “fundos pouco agressivos”, enquanto os fundos de ações são agrupados numa classe denominada “fundos muito agressivos”. O nível de agressividade de um fundo depende diretamente do grau de sua exposição ao risco de mercado. A variável dependente y_i é então definida como a proporção observada da riqueza financeira do investidor i aplicada em fundos muito agressivos. Naturalmente, esta variável assume valores no intervalo fechado entre 0 e 1. Para todo investidor, esta variável é calculada para cada um dos três subperíodos amostrais como a média das proporções observadas no último dia útil dos meses dentro do subperíodo.

O modelo tobit censurado é bastante conveniente para este estudo empírico, uma vez que a distribuição amostral da variável dependente y_i , embora contínua no intervalo entre 0 e 1, concentra uma massa de probabilidade positiva nos extremos deste intervalo. Esta propriedade dos dados é usualmente explicada pela existência de restrições para o investidor assumir posições vendidas nos ativos financeiros. Para um investidor qualquer i , a variável observada y_i é gerada pelo processo

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \\ y_i^* & \text{se } 0 < y_i^* \leq 1 \\ 1 & \text{se } y_i^* > 1 \end{cases}$$

tal que

$$y_i^* = x_i' \beta + \sigma \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i | x_i \sim N(0, \sigma^2)$$

onde x_i é um vetor de regressores, β e σ são parâmetros estimados conjuntamente e y_i^* é uma variável latente – não observada – que pode ser interpretada como a proporção ótima da riqueza financeira do investidor i aplicada em fundos muito agressivos na ausência de restrições para alavancagem nos mercados dos ativos financeiros.

Duas estatísticas relevantes para este trabalho são os efeitos de cada regressor sobre a probabilidade de participação do investidor em fundos muito agressivos, denotada por $\Pr[y_i > 0 | x_i, \beta]$, e sobre o valor esperado da proporção ótima aplicada nestes fundos, condicionada à participação, denotada por $E[y_i^* | x_i, \beta, y_i > 0]$. Optou-se por calcular esta última estatística no lugar de $E[y_i | x_i, \beta, y_i > 0]$ porque y_i^* é a alocação ótima desejada na ausência de restrições para alavancagem em fundos muito agressivos e, portanto, a variável mais adequada para medir a propensão do investidor a suportar o risco de mercado destes fundos. Segue diretamente da especificação do modelo supracitados que estas duas estatísticas são dadas por

$$\Pr[y > 0 | x_i, \beta] = \Phi\left(\frac{x_i' \beta}{\sigma}\right); \quad (12)$$

$$E[y_i^* | x_i, \beta, y_i > 0] = x_i' \beta + \sigma \cdot \frac{\phi\left(\frac{x_i' \beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{x_i' \beta}{\sigma}\right)} \quad (13)$$

onde ϕ e Φ são, respectivamente, a função de densidade e de distribuição acumulada da normal padrão. A derivação da equação (13) usou o fato de que $E(u | u > c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)}$ para todo c , onde $u(\cdot)$ é a distribuição normal padrão.

A estatística (12) é usada na literatura como uma medida da taxa de participação dos investidores com características x_i no mercado dos fundos muito agressivos. A taxa de participação é, por si mesma, uma variável importante no estudo da alocação de portfólio. Governos, bancos e instituições de educação financeira podem estar interessados em conhecer os principais estímulos e obstáculos para uma participação maior de diferentes grupos sociais no mercado de capitais. Por sinal, cabe destacar que uma séria limitação do modelo tobit é que o mesmo vetor de coeficientes β aparece nas estatísticas (12) e (13). Isto implica uma relação espúria – não necessariamente observada empiricamente ou justificada teoricamente – entre a decisão de participação nos fundos muito agressivos e a alocação ótima condicionada à participação nestes fundos. Para superar este inconveniente, um modelo alternativo, conhecido na literatura como modelo Hurdle, também foi estimado com a base de dados do trabalho a fim de explicar a alocação da riqueza financeira dos investidores brasileiros de alta renda.

4.2 Modelo Hurdle

A variável dependente y_i é a mesma do modelo tobit censurado, ou seja, a proporção da riqueza investida em fundos muito agressivos. Inicialmente, este modelo especifica a probabilidade de participação em fundos muito agressivos – quando $y_i > 0$ – através de um modelo *probit* binário, de forma que

$$\Pr(y_i > 0 \mid x_i, \delta) = \Phi(x_i' \delta) \quad (14)$$

onde δ é um vetor de coeficientes estimados.

Em seguida, o modelo especifica a distribuição da proporção investida em fundos muito agressivos, condicionada à participação nestes fundos. Uma primeira alternativa é usar uma distribuição lognormal, ou seja,

$$\ln y_i \mid x_i, \beta, y_i > 0 \sim N(x_i' \beta, \sigma^2) \quad (15)$$

No entanto, esta especificação não é plenamente adequada, uma vez que atribui probabilidade estritamente positiva ao evento $y_i > 1$, enquanto as observações amostrais da variável y_i estão censuradas à direita em 1. Por sinal, cabe esclarecer que este censuramento pode ser tanto um problema de solução de canto como um problema de *top coding*. O primeiro caso decorre naturalmente da existência de restrições para a alavancagem de carteiras de ações, de forma que as aplicações nos fundos muito agressivos estão limitadas pelos recursos próprios dos investidores. O segundo caso ocorre mesmo na ausência destas restrições porque não existe informação disponível sobre o balanço patrimonial dos investidores além da composição da riqueza financeira aplicada nos fundos cobertos pela base de dados. Neste caso, se um investidor toma emprestado para financiar aplicações em fundos agressivos num montante além de sua riqueza financeira, a proporção registrada na base de dados esbarra no teto máximo de 100%.

Uma segunda alternativa é especificar a distribuição condicional de y_i como uma lognormal censurada em 1, ou seja,

$$\begin{aligned} \ln y_i^* | x_i, \beta, y_i > 0 &\sim N(x_i' \beta, \sigma^2) \\ y_i &= \min[y_i^*, 1] \end{aligned} \quad (15.1)$$

Usando as propriedades usuais da função logarítmica, segue da especificação (15.1) que o valor esperado da proporção *ótima* da riqueza financeira investida em fundos muito agressivos, condicionada à participação nestes fundos, é dada pela expressão

$$E[y_i^* | x_i, \beta, y_i > 0] = \exp[x_i' \beta + \sigma^2/2] \quad (16)$$

A principal vantagem do modelo Hurdle frente ao modelo tobit padrão é que os parâmetros no vetor δ do processo (14), o qual governa a decisão de participação em fundos muito agressivos, podem ser diferentes dos parâmetros no vetor β do processo (15.1), o qual governa a decisão sobre a proporção ótima investida em fundos muito agressivos, uma vez decidida a participação nestes fundos. Neste caso, um regressor poderia ter um efeito positivo sobre a probabilidade de participação em fundos muito agressivos e um efeito negativo sobre a esperança condicionada da proporção da riqueza financeira investida nestes fundos.

Wooldridge (2002) mostra que os parâmetros da especificação (14)-(15.1) podem ser estimados separadamente por máxima verossimilhança, com todas as propriedades assintóticas usuais. Inicialmente, a amostra completa é usada para estimar o vetor de coeficientes δ no modelo *probit* (14). Em seguida, usa-se apenas a subamostra de indivíduos com $y_i > 0$ para estimar o vetor de coeficientes β e a volatilidade σ^2 no modelo lognormal censurado (15.1).

4.3 Modelo *probit* ordenado

É comum na literatura o uso do modelo *probit* ordenado no estudo dos determinantes empíricos da alocação de portfólio de ativos financeiros. Embora os modelos tobit censurado e Hurdle sejam mais apropriados ao tratamento deste problema, é interessante comparar os resultados produzidos pela estimação destes modelos com os resultados produzidos pela estimação do modelo *probit* ordenado. Isto permite avaliar o ganho que o uso de modelos mais sofisticados agrega ao estudo empírico dos determinantes da alocação de portfólio.

A variável dependente y_i usada no modelo *probit* ordenado é uma categórica ordinal que assume valores de 1 a 5 em ordem crescente de proporção da riqueza investida em fundos muito agressivos. Esta variável é construída a partir da variável dependente usada na estimação dos modelos tobit censurado e Hurdle, ou seja, a média das proporções investidas em fundos muito agressivos

no período analisado. Desta forma, segue que $y_i = 1$ quando essa proporção é menor ou igual a 20%; $y_i = 2$ quando é maior que 20% e menor ou igual a 40%; $y_i = 3$ quando é maior que 40% e menor ou igual a 60%; $y_i = 4$ quando é maior que 60% e menor ou igual a 80% e $y_i = 5$ quando é maior que 80%. Cabe lembrar que somente os fundos de ações são classificados como fundos muito agressivos, enquanto os fundos de renda fixa (DI e pré) e os fundos multimercado são classificados como pouco agressivos.

Para um investidor aleatório i , a variável observada y_i é gerada pelo processo

$$\Pr(y_i = 1 | x_i, \beta, \gamma) = \Pr(w_i \leq \gamma_1 | x_i, \beta, \gamma) = G(\gamma_1 - x_i' \beta)$$

$$\Pr(y_i = 2 | x_i, \beta, \gamma) = \Pr(\gamma_1 \leq w_i \leq \gamma_2 | x_i, \beta, \gamma) = G(\gamma_2 - x_i' \beta) - G(\gamma_1 - x_i' \beta)$$

$$\Pr(y_i = 3 | x_i, \beta, \gamma) = \Pr(\gamma_2 \leq w_i \leq \gamma_3 | x_i, \beta, \gamma) = G(\gamma_3 - x_i' \beta) - G(\gamma_2 - x_i' \beta)$$

$$\Pr(y_i = 4 | x_i, \beta, \gamma) = \Pr(\gamma_3 \leq w_i \leq \gamma_4 | x_i, \beta, \gamma) = G(\gamma_4 - x_i' \beta) - G(\gamma_3 - x_i' \beta)$$

$$\Pr(y_i = 5 | x_i, \beta, \gamma) = \Pr(w_i > \gamma_4 | x_i, \beta, \gamma) = 1 - G(\gamma_4 - x_i' \beta)$$

onde x_i é um vetor de regressores, β e γ são parâmetros estimados conjuntamente por máxima verossimilhança e $\Phi(z)$ é a distribuição acumulada da normal padrão. É importante observar que o efeito marginal de x_i sobre a distribuição de probabilidade da variável y_i não é linear. Seu tamanho e sentido dependem não somente de β , mas também do vetor de regressores x_i . Desta forma, a fim de comparar os efeitos marginais de diferentes regressores sobre a distribuição de y_i , é preciso calculá-los para uma mesma realização de x_i .

O modelo *probit* ordenado não permite calcular uma estimativa da taxa de participação nos fundos muito agressivos, aqui definida como a probabilidade de uma proporção estritamente positiva da riqueza financeira alocada nestes fundos, ou seja, $\Pr(y_i > 0 | x_i, \beta, \gamma)$. Isto acontece porque a categoria com valor $y_i = 1$ não discrimina entre os investidores totalmente fora dos fundos muito agressivos e os investidores com uma pequena proporção de sua riqueza nestes fundos. Como explicado, esta é uma séria limitação do modelo, uma vez que a taxa de participação é, por si mesma, uma variável relevante no estudo da alocação de portfólio. Dado que a taxa de participação não pode ser estimada, também não é possível diferenciar os efeitos de cada regressor sobre a probabilidade de participação em fundos muito agressivos e sobre a proporção investida nestes fundos, condicionada à participação nos mesmos. Isto é outra séria limitação do modelo, uma vez que os determinantes demográficos e socioeconômicos da decisão de entrar num mercado podem ser bem diferentes dos determinantes da decisão de quanto investir neste mercado.

5 RESULTADOS

Esta seção descreve os resultados obtidos na parte empírica do trabalho, os quais são interpretados à luz do modelo teórico da seção 2. A fim de comparar o comportamento dos investidores em diferentes condições de mercado, o trabalho analisa separadamente os três períodos descritos na seção 3. O período I caracteriza-se por condições normais de mercado. O período II caracteriza-se pelo aumento ainda discreto da volatilidade dos mercados nos meses imediatamente anteriores ao estouro da crise de 2008. O período III caracteriza-se pelo aumento abrupto da volatilidade dos mercados nos meses de crise instalada. As tabelas 5 e 6 apresentam, respectivamente, os resultados da estimação do modelo tobit censorado e do modelo Hurdle para os três períodos. Estas tabelas mostram o efeito estimado de cada regressor sobre a probabilidade de participação em fundos muito agressivos, dado pela estatística $\Delta \Pr[y_i > 0 | x_i]$, e sobre o valor esperado da proporção ótima aplicada nestes fundos, condicionada à participação, dada pela estatística $\Delta E[y^* | x_i, y > 0]$. Optou-se por calcular a esperança condicional da proporção ótima y^* , em vez da proporção efetiva y , porque a primeira variável é a proporção desejada pelo investidor, refletindo mais precisamente seu apetite pelos fundos muito agressivos, enquanto a segunda variável está limitada pela existência de restrições para alavancagem. Finalmente, a tabela 7 apresenta os resultados da estimação do modelo *probit* ordenado para os três períodos. Esta tabela mostra o efeito de cada regressor sobre a distribuição de probabilidade da proporção aplicada em fundos muito agressivos. Em todas as tabelas, o efeito de cada regressor sobre qualquer estatística estimada, seja ela uma probabilidade ou um valor esperado, é medido pela variação desta estatística em p.p. Segue adiante uma análise dos resultados encontrados para o efeito de cada regressor sobre a alocação de portfólio.

TABELA 5

Modelo tobit censorado

(Variável dependente (y): proporção da riqueza investida nos fundos muito agressivos)

Variável explicativa	b	Valor-p	$\Delta \Pr[y > 0 x]$	$\Delta E[y^* x, y > 0]$
Período I: janeiro/2007 a julho/2007 (número de observações: 4.717)				
Constante	0,6986	0,0000		
Mulher	-0,3362	0,0000	-7,0085	-14,5103
Setor público	0,7715	0,0000	14,0304	39,4943
Ocupação n.a.	0,4230	0,0000	8,1269	20,5301
Sem cônjuge	0,0926	0,2059	1,8549	4,2515
Estado civil n.a.	0,2730	0,1003	5,3535	12,9373
< 30 anos	-	-	-	-
31-40 anos	-0,3709	0,0001	-7,7506	-15,9199
41-50 anos	-0,0861	0,3670	-1,8523	-3,4257

(Continua)

(Continuação)

Variável explicativa	b	Valor-p	$\Delta \text{Pr} [y > 0 x]$	$\Delta E [y^* x, y > 0]$
Período I: janeiro/2007 a julho/2007 (número de observações: 4.717)				
> 50 anos	-0,1494	0,1148	-3,2380	-5,7496
< 0,5 milhão				
0,5-1 milhão	-0,5574	0,0000	-11,7774	-23,2202
1-3 milhões	-0,0810	0,4265	-1,7602	-3,0647
> 3 milhões	-0,0911	0,3751	-1,9822	-3,3101
Período II: agosto/2007 a agosto/2008 (número de observações: 12.399)				
Constante	-0,3602	0,0001		
Mulher	0,1421	0,0166	2,3476	4,7871
Setor público	-0,3971	0,0001	-6,4237	-12,5795
Ocupação n.a.	-0,1808	0,0080	-2,9547	-5,8936
Sem cônjuge	0,1390	0,0213	2,2949	4,6510
Estado civil n.a.	0,5824	0,0002	9,6629	20,7848
< 30 anos	-	-	-	-
31-40 anos	0,1660	0,0231	2,7437	5,5908
41-50 anos	-0,1386	0,0890	-2,2925	-4,7065
> 50 anos	0,0979	0,2400	1,6167	3,3044
< 0,5 milhão	-	-	-	-
0,5-1 milhão	0,2166	0,0066	3,5833	7,3576
1-3 milhões	-0,1324	0,1507	-2,1938	-4,5545
> 3 milhões	-0,1277	0,2085	-2,1038	-4,2725
Período III: setembro/2008 a dezembro/2008 (número de observações: 11.818)				
Constante	-0,7097	0,0000		
Mulher	0,2758	0,0001	3,9019	8,7933
Setor público	-0,6858	0,0000	-9,2004	-19,8682
Ocupação n.a.	-0,4804	0,0000	-6,5396	-14,2124
Sem cônjuge	0,1229	0,0908	1,7287	3,8343
Estado civil n.a.	0,6225	0,0011	8,8885	20,6972
< 30 anos	-	-	-	-
31 - 40 anos	0,2774	0,0016	3,9246	8,8864
41 - 50 anos	-0,2385	0,0159	-3,3789	-7,7147
> 50 anos	0,0982	0,3326	1,3847	3,1034
< 0,5 milhão	-	-	-	-
0,5 - 1 milhão	0,4792	0,0000	6,8202	15,7197
1-3 milhões	-0,0519	0,6422	-0,7478	-1,7873
> 3 milhões	-0,1576	0,2039	-2,2594	-5,3190

Fonte: BNY Mellon Serviços Financeiros.

Obs.: 1. $\Delta \text{Pr}[y > 0|x]$: variação (em p.p.) da probabilidade de participação nos fundos muito agressivos.2. $\Delta E[y^*|x, y > 0]$: variação (em p.p.) do valor esperado da proporção ótima investida nos fundos muito agressivos, condicionado à participação nestes fundos.

TABELA 6

Modelo Hurdle

(Variável dependente (y): proporção da riqueza investida nos fundos muito agressivos)

Variável explicativa	d	Valor-p	b	Valor-p	$\Delta Pr [y > 0 x]$	$\Delta E [y^* x, y > 0]$
Período I: janeiro/2007 a julho/2007 (número de observações: 4.717)						
Constante	0,3398	0,0000	0,4787	0,0000		
Mulher	-0,2204	0,0000	-0,0127	0,7637	-8,5495	-2,7080
Setor público	0,3168	0,0001	0,3667	0,0000	11,1292	95,0257
Ocupação n.a.	0,1030	0,0258	0,3299	0,0000	3,8047	83,8407
Sem cônjuge	0,0349	0,4219	0,0413	0,3229	1,3056	9,0419
Estado civil n.a.	0,1358	0,1710	0,0757	0,4178	4,9808	16,8596
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	-0,1032	0,0699	-0,2855	0,0000	-3,9492	-53,2663
41-50 anos	-0,0869	0,1264	0,0337	0,5291	-3,4010	5,5230
> 50 anos	-0,0798	0,1541	-0,0228	0,6690	-3,1638	-3,7669
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	-0,1481	0,0085	-0,4378	0,0000	-5,6985	-76,0495
1-3 milhões	0,0162	0,7893	-0,1215	0,0291	0,6353	-15,8439
> 3 milhões	-0,0741	0,2238	-0,0238	0,6722	-2,9140	-2,8827
Período II: agosto/2007 a agosto/2008 (número de observações: 12.399)						
Constante	-0,1988	0,0000	0,5319	0,0000		
Mulher	0,0475	0,0701	-0,0075	0,7717	1,8643	-1,5907
Setor público	-0,2379	0,0000	0,1509	0,0009	-9,0044	34,8825
Ocupação n.a.	-0,1410	0,0000	0,1257	0,0000	-5,4213	28,6798
Sem cônjuge	0,0664	0,0130	-0,0024	0,9264	2,6109	-0,5156
Estado civil n.a.	0,2950	0,0000	-0,0209	0,7288	11,7104	-4,4210
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	0,1306	0,0000	-0,1929	0,0000	5,1595	-37,5736
41-50 anos	-0,0770	0,0336	0,0373	0,2680	-3,0551	6,7032
> 50 anos	0,0272	0,4641	0,0058	0,8635	1,0753	1,0645
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	0,2198	0,0000	-0,3207	0,0000	8,7148	-58,7691
1-3 milhões	0,0212	0,6105	-0,1774	0,0000	0,8434	-25,2640
> 3 milhões	-0,0345	0,4525	-0,0778	0,0398	-1,3757	-9,7463
Período III: setembro/2008 a dezembro/2008 (número de observações: 11.818)						
Constante	-0,2893	0,0000	0,6450	0,0000		
Mulher	0,0876	0,0014	0,0440	0,2078	3,3910	12,1714
Setor público	-0,2943	0,0000	0,0748	0,2185	-10,6434	21,0196
Ocupação n.a.	-0,2191	0,0000	0,0787	0,0328	-8,0600	22,1583

(Continua)

(Continuação)

Variável explicativa	d	Valor-p	b	Valor-p	$\Delta\text{Pr } [y > 0 x]$	$\Delta E [y^* x, y > 0]$
Período III: setembro/2008 a dezembro/2008 (número de observações: 11.818)						
Sem cônjuge	0,0523	0,0586	-0,0140	0,6913	2,0147	-3,7611
Estado civil n.a.	0,2551	0,0005	-0,0028	0,9730	10,0194	-0,7634
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	0,1458	0,0000	-0,1682	0,0002	5,6763	-41,8886
41-50 anos	-0,0952	0,0118	-0,0095	0,8343	-3,7262	-2,1565
> 50 anos	0,0015	0,9697	0,0911	0,0478	0,0570	21,6080
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	0,2619	0,0000	-0,2812	0,0000	10,2897	-66,3373
1-3 milhões	0,0650	0,1321	-0,2242	0,0000	2,5908	-41,0226
> 3 milhões	-0,0467	0,3307	-0,0800	0,1204	-1,8643	-12,5480

Fonte: BNY Mellon Serviços Financeiros.

Obs.: 1. $\text{DPr}[y > 0|x]$: variação (em p.p.) da probabilidade de participação nos fundos muito agressivos.2. $\text{DE } [y^*|x, y > 0]$: variação (em p.p.) do valor esperado da proporção ótima investida nos fundos muito agressivos, condicionado à participação nestes fundos.

TABELA 7

Modelo *Probit* ordenadoVariável dependente y (categórica ordinal): proporção da riqueza investida nos fundos muito agressivos

Variável explicativa	b	Valor-p	$\Delta\text{Pr } [y \leq 1 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 2 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 3 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 4 x]$
Período I: janeiro/2007 a julho/2007 (número de observações: 4.717)						
Mulher	-0,1961	0,0000	7,7661	7,8043	7,7082	7,6223
Setor público	0,4669	0,0000	-16,7785	-17,7329	-18,2057	-18,3501
Ocupação n.a.	0,2764	0,0000	-10,3584	-10,7952	-10,9630	-10,9903
Sem cônjuge	0,0599	0,1474	-2,3224	-2,3807	-2,3871	-2,3781
Estado civil n.a.	0,1710	0,0672	-6,5298	-6,7510	-6,8139	-6,8100
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	-0,1983	0,0002	7,8512	7,8885	7,7904	7,7031
41-50 anos	-0,0719	0,1848	2,8670	2,8209	2,7416	2,6896
> 50 anos	-0,0568	0,2923	2,2581	2,1997	2,1216	2,0736
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	-0,3281	0,0000	13,0175	12,9491	12,6921	12,5037
1-3 milhões	-0,0518	0,3717	2,0427	1,9729	1,8904	1,8417
> 3 milhões	-0,0808	0,1706	3,1493	3,0107	2,8623	2,7778
Período II: agosto/2007 a agosto/2008 (número de observações: 12.399)						
Mulher	0,0367	0,1483	-1,4330	-1,3944	-1,3517	-1,3135
Setor público	-0,1581	0,0004	6,0179	5,7962	5,5712	5,3795
Ocupação n.a.	-0,0703	0,0163	2,7112	2,6233	2,5310	2,4509

(Continua)

(Continuação)

Variável explicativa	b	Valor-p	$\Delta\text{Pr } [y \leq 1 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 2 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 3 x]$	$\Delta\text{Pr } [y \leq 4 x]$
Período II: agosto/2007 a agosto/2008 (número de observações: 12.399)						
Sem cônjuge	0,0674	0,0090	-2,6393	-2,5724	-2,4969	-2,4289
Estado civil n.a.	0,2419	0,0003	-9,5756	-9,4201	-9,2149	-9,0169
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	0,0737	0,0180	-2,8870	-2,8148	-2,7329	-2,6591
41-50 anos	-0,0639	0,0675	2,5062	2,4447	2,3747	2,3112
> 50 anos	0,0360	0,3140	-1,4107	-1,3741	-1,3331	-1,2963
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	0,0783	0,0216	-3,0690	-2,9929	-2,9065	-2,8284
1-3 milhões	-0,0874	0,0275	3,4234	3,3370	3,2394	3,1514
> 3 milhões	-0,0802	0,0692	3,0809	2,9766	2,8684	2,7750
Período III: setembro/2008 a dezembro/2008 (número de observações: 11.818)						
Mulher	0,0897	0,0009	-3,3971	-3,2760	-3,1840	-3,1134
Setor público	-0,2242	0,0000	7,9692	7,5691	7,2848	7,0745
Ocupação n.a.	-0,1508	0,0000	5,4560	5,2002	5,0160	4,8788
Sem cônjuge	0,0545	0,0448	-2,0549	-1,9782	-1,9205	-1,8764
Estado civil n.a.	0,2006	0,0049	-7,7154	-7,4818	-7,2977	-7,1539
< 30 anos	-	-	-	-	-	-
31-40 anos	0,1015	0,0018	-3,8516	-3,7165	-3,6135	-3,5343
41-50 anos	-0,0990	0,0076	3,7591	3,6277	3,5274	3,4503
> 50 anos	0,0452	0,2361	-1,7028	-1,6390	-1,5909	-1,5542
< 0,5 milhão	-	-	-	-	-	-
0,5-1 milhão	0,1498	0,0000	-5,7245	-5,5371	-5,3919	-5,2796
1-3 milhões	-0,0553	0,1888	2,1404	2,0799	2,0313	1,9931
> 3 milhões	-0,0773	0,1017	2,9389	2,8372	2,7594	2,6996

Fonte: BNY Mellon Serviços Financeiros.

Obs.: 1. $y = 1, 2, 3, 4, 5$ indica probabilidade da riqueza investida nos fundos muito agressivos entre 0% e 20%, 20% e 40%, 40% e 60%, 60% e 80% e 80 e 100% respectivamente.

2. $\text{DPr } [y \leq t|x]$: variação (em p.p.) da probabilidade de $y \leq t$.

5.1 Ocupação

No período I, caracterizado por condições normais de mercado, é inequívoco que os investidores ocupados no setor público são bem mais inclinados a tomar posições nos fundos muito agressivos do que os investidores ocupados no setor privado. Este resultado é robusto em relação ao modelo estimado. Nos modelos tobit censurado e Hurdle, a ocupação do investidor no setor público faz a probabilidade de participação em fundos muito agressivos aumentar cerca de 14,03 p.p. e 11,13 p.p. em relação ao investidor ocupado no setor privado, respectivamente; ao passo que a proporção ótima investida em fundos muito

agressivos, condicionada à participação nestes fundos, aumenta em torno de 39,49 p.p. e 95,03 p.p., respectivamente. Estes efeitos são significativos ao nível de 1%. Os resultados da estimação do modelo *probit* ordenado apontam na mesma direção. A probabilidade de uma proporção maior aplicada nos fundos muito agressivos aumenta com a ocupação no setor público, ao nível de significância de 1%. Por exemplo, a probabilidade de uma proporção maior que 20% em fundos muito agressivos aumenta cerca de 16,78 p.p.

Estes resultados são explicados pelo fato de que a renda não financeira (incluindo a renda do trabalho) dos investidores ocupados no setor privado é, em média, mais volátil e mais correlacionada com o retorno dos fundos muito agressivos (fundos de ações) do que a renda não financeira dos investidores ocupados no setor público. Como explicado na seção 2, quanto menor a correlação σ_{RL} entre o retorno do ativo arriscado e a renda do trabalho, maior o valor deste ativo como proteção (*hedge*) contra choques nesta renda e, portanto, maior a proporção da riqueza financeira alocada no ativo arriscado. Além disso, a mesma seção explica que o valor do capital humano declina com a volatilidade da renda do trabalho. Como o capital humano equivale a uma dotação implícita não transacionável do ativo livre de risco, quanto maior a volatilidade da renda do trabalho, maior a proporção ótima da riqueza financeira alocada no ativo arriscado.

Um resultado a princípio surpreendente é que o padrão de resultados verificado no período I de situação normal de mercado se inverte notoriamente nos períodos II e III, caracterizados pelo aumento da volatilidade dos mercados e pela eclosão da crise financeira de 2008. No modelo tobit censurado, a ocupação no setor público diminui significativamente tanto a probabilidade de participação nos fundos muito agressivos como a proporção ótima alocada nestes fundos, condicionada à participação nos mesmos. Os resultados do modelo *probit* ordenado vão na mesma direção. Já no modelo Hurdle, a probabilidade de participação também diminui com a ocupação no setor público, enquanto a proporção ótima condicionada caminha na direção oposta, embora numa intensidade bem menor que no período normal de mercado. Por que os investidores ocupados no setor público investem relativamente menos nos fundos muito agressivos nos períodos de crise? Uma possível resposta se baseia numa das predições do modelo de alocação de portfólio apresentado na seção 2, a qual foi denominada *contrarian investment strategy*. O incrível desempenho dos fundos muito agressivos no período I, imediatamente anterior à crise, quando então os investidores ocupados no setor público estavam relativamente bem mais posicionados nestes fundos, empurrou a razão entre capital humano e riqueza financeira destes investidores para um nível abaixo da razão observada para os investidores ocupados no setor privado, explicando assim a maior agressividade destes últimos nos períodos II e III.

5.2 Faixa etária

No período I, caracterizado por condições normais de mercado, apenas a passagem da primeira faixa etária (até 30 anos) para a segunda faixa etária (de 31 até 40 anos) exerce um efeito significativo sobre a alocação de portfólio. A passagem da segunda para a terceira faixa etária (de 41 até 50 anos) e a passagem da terceira para a quarta faixa etária (mais de 50 anos) não exerce efeito significativo ao nível de 10% sobre a alocação de portfólio. Todos os modelos sugerem que os investidores reduzem a proporção da riqueza aplicada em fundos muito agressivos ao migrarem da primeira para a segunda faixa etária. No modelo *probit* ordenado, a probabilidade de o investidor aplicar mais de 20% de sua riqueza nos fundos muito agressivos diminui cerca de 7,85 p.p. Já nos modelos tobit censorado e Hurdle, a probabilidade de participação em fundos muito agressivos declina, respectivamente, cerca de 7,75 p.p. e 3,95 p.p., respectivamente, enquanto a proporção ótima investida nestes fundos, condicionada à participação, declina cerca de 15,92 p.p. e 53,27 p.p., respectivamente. Em geral, todos estes efeitos são significativos ao nível de 1%, com a exceção do efeito sobre a proporção investida no modelo Hurdle, cuja significância alcança apenas o nível de 10%. É importante frisar que a direção dos efeitos é a mesma nos três modelos, apesar da discrepância dos valores encontrados. Como interpretar esses resultados à luz da teoria? A razão entre o capital humano e a riqueza financeira flutua ao longo do ciclo da vida, alterando a alocação ótima de portfólio. À medida que a idade avança, o estoque de capital humano declina com a redução da extensão do fluxo de salários futuros, enquanto a riqueza financeira aumenta através do acúmulo das poupanças passadas destinadas ao financiamento da aposentadoria. Neste caso, pelas razões explicadas pelo modelo de alocação de portfólio da seção 2, a proporção ótima investida em fundos muito agressivos tende a diminuir.

O padrão de resultados encontrado no período I é alterado com a deterioração das condições de mercado nos períodos II e III. Nestes dois períodos, a passagem da primeira para a segunda faixa etária elevou a posição em fundos muito agressivos. No modelo tobit censorado, a probabilidade de participação em fundos muito agressivos aumenta cerca de 2,74 p.p. e 3,92 p.p. nos períodos II e III, respectivamente, enquanto a proporção ótima investida, condicionada à participação, aumenta cerca de 5,59 p.p. e 8,89 p.p., respectivamente. No modelo *probit* ordenado, a probabilidade de o investidor aplicar mais de 20% de sua riqueza nos fundos muito agressivos aumenta cerca de 2,89 p.p. e 3,85 p.p. nos períodos II e III, respectivamente. Já no modelo Hurdle, a probabilidade de participação nos fundos muito agressivos também aumenta, enquanto a proporção ótima condicional mantém a direção observada no período I, embora numa intensidade menor. Por que razão os investidores mais novos investiram relativamente menos nos fundos muito agressivos nos períodos mais turbulentos?

Recorre-se novamente ao argumento da estratégia ótima de investimento conhecida como *contrarian investment strategy*. O desempenho espetacular dos fundos muito agressivos no primeiro período elevou substancialmente a riqueza financeira dos investidores mais jovens, até então relativamente mais alocados nesses fundos, trazendo a razão entre capital humano e renda financeira desses investidores para um patamar inferior ao dos investidores da faixa etária superior.

Outro efeito significativo observado nos períodos II e III é que a passagem da segunda para a terceira faixa etária reduz a alocação nos fundos muito agressivos. O modelo Hurdle mostra que isto se deve apenas à menor taxa de participação nestes fundos, a qual declina cerca de 3,06 p.p. e 3,73 p.p. nos períodos II e III, respectivamente. A direção deste efeito é consistente com o argumento de que o investidor torna-se mais conservador à medida que sua idade avança por conta da menor razão entre o capital humano e a riqueza financeira.

5.3 Sexo

No período I, caracterizado por condições normais de mercado, os resultados mostram claramente que as mulheres investem uma proporção relativamente menor de sua riqueza financeira nos fundos muito agressivos. O resultado é robusto em relação aos modelos estimados. No modelo *probit* ordenado, a probabilidade de as mulheres investirem mais de 20% de sua riqueza nos fundos muito agressivos é cerca de 7,77 p.p. menor em relação aos homens. Este efeito é significativo ao nível de 1%. Nos modelos tobit censurado e Hurdle, a probabilidade de participação das mulheres nos fundos muito agressivos é cerca de 7,01 p.p. e 8,55 p.p. menor, respectivamente. Novamente, o efeito é significativo ao nível de 1% em ambos os modelos. No entanto, a diferença entre homens e mulheres com respeito à proporção ótima investida em fundos muito agressivos, condicionada à participação, é significativa apenas no modelo tobit censurado. Neste modelo, é ótimo para as mulheres investirem cerca de 14,51 p.p. a menos que os homens, sendo esta diferença significativa ao nível de 1%. Já no modelo Hurdle, esta diferença não é significativa ao nível de 10%. Esta discrepância de resultados ilustra muito bem a sugerida superioridade do modelo Hurdle frente ao modelo tobit censurado, uma vez que o primeiro permite um efeito diferenciado das variáveis explicativas sobre a probabilidade de participação e a proporção ótima investida, condicionada à participação. Com base apenas no modelo tobit censurado, o pesquisador é equivocadamente levado a acreditar que a menor alocação das mulheres em fundos muito agressivos é explicada tanto pela menor probabilidade de participação nestes fundos como pela menor proporção ótima investida, condicionada à participação. No entanto, o modelo Hurdle mostra que esta conclusão é incorreta. Neste modelo, isto se deve apenas à menor taxa de participação das mulheres nos fundos muito agressivos.

Nos períodos II e III, caracterizados pelo acirramento da volatilidade dos mercados, ocorre uma reversão da tendência observada no período I. No modelo *probit* ordenado, verifica-se no período III que a probabilidade de as mulheres investirem mais de 20% em fundos muito agressivos é cerca de 3,40 p.p. mais elevada em relação aos homens. Esta diferença é significativa ao nível de 1%. No entanto, este modelo não aponta uma diferença significativa entre homens e mulheres – ao nível de 10% – no período II. No modelo tobit censurado, a probabilidade de participação das mulheres em fundos muito agressivos nos períodos II e III é cerca de 2,35 p.p. e 3,90 p.p. maior, respectivamente, enquanto a proporção ótima investida, condicionada à participação, é cerca de 4,79 p.p. e 8,79 p.p. maior, respectivamente. Este efeito é significativo aos níveis de 5% e 1% nos períodos II e III, respectivamente. O modelo Hurdle também sugere que a probabilidade de participação das mulheres em fundos muito agressivos é significativamente maior nos períodos II e III, superando a participação dos homens em cerca de 1,86 p.p. e 3,39 p.p., respectivamente. No entanto, ao contrário do modelo tobit censurado, o modelo Hurdle sugere que a diferença entre homens e mulheres no que tange à proporção ótima investida, condicionada à participação, não é significativa nestes períodos. De uma forma geral, o modelo Hurdle sugere que, nos três períodos, o comportamento de homens e mulheres pode diferir quanto à decisão de entrada no mercado de fundos muito agressivos (mercado de ações). Contudo, uma vez tomada esta decisão, não se observa diferença significativa na alocação de portfólio entre investidores de sexos diferentes.

As diferenças observadas entre os sexos nos três períodos com respeito à taxa de participação em fundos muito agressivos são de certa forma surpreendentes, uma vez que a teoria convencional não sugere nenhuma razão para homens e mulheres diferirem nas suas decisões de portfólio. Como observado na subseção 2.3, é preciso então lançar mão dos fatos estilizados reunidos pelas finanças comportamentais para racionalizar os resultados empíricos aqui encontrados. Neste caso, pode-se conjecturar com base nos resultados encontrados para o período I, caracterizado por condições normais de mercado, que as mulheres são menos propensas a investir nos fundos mais agressivos em virtude de sua maior aversão ao risco. Por sua vez, a reversão deste padrão de resultados nos períodos II e III pode ser novamente explicada pelo argumento conhecido como *contrarian investment strategy*, visto que o espetacular desempenho dos fundos muito agressivos (fundos de ações) no período I empurrou a razão entre o capital humano e a riqueza financeira dos homens para um nível inferior ao das mulheres.

5.4 Patrimônio

Nas condições normais de mercado observadas no período I, somente a passagem do primeiro para o segundo intervalo da variável patrimônio exerce um efeito significativo – ao nível de 1% – sobre a alocação de portfólio. Neste caso, os três

modelos mostram que os investidores com patrimônio na faixa entre R\$ 500 mil e R\$ 1 milhão são menos inclinados a investir nos fundos muito agressivos do que os investidores com patrimônio na faixa até R\$ 500 mil. No modelo *probit* ordenado, a probabilidade de investir mais de 20% nos fundos muito agressivos declina cerca de 13,02 p.p. Já nos modelos tobit censurado e Hurdle, a probabilidade de participação nos fundos muito agressivos declina cerca de 11,78 p.p. e 5,70 p.p., respectivamente, enquanto a alocação ótima esperada nestes fundos, condicionada à participação, declina cerca de 23,22 p.p. e 76,05 p.p., respectivamente.

Como interpretar este menor apetite por risco dos investidores mais ricos? À princípio, pode-se argumentar que o aumento do patrimônio – *proxy* para a riqueza financeira – acarreta um declínio da razão entre o capital humano e a riqueza financeira e, portanto, uma menor alocação nos fundos muito agressivos. No entanto, uma vez que as regressões estimadas neste trabalho não estão controladas pelo tamanho do capital humano dos investidores, não é possível testar aqui este argumento. Pelo contrário, o mais provável é que o capital humano e o patrimônio estejam fortemente correlacionados, de forma que um aumento desta variável não seja acompanhado por uma mudança significativa na razão entre o capital humano e a riqueza financeira. Além disso, a menor taxa de participação dos investidores mais ricos nos fundos muito agressivos conflita com a existência de custos fixos de entrada nos mercados dos ativos mais arriscados e complexos. Os custos de conhecer, acompanhar e participar do mercado de renda variável são maiores do que no mercado de renda fixa, onde os riscos são bem limitados. Como o tamanho destes custos independe do volume total investido, investidores mais ricos e, portanto, com maior volume de aplicação, enfrentam um custo unitário de entrada menor, de forma que são mais prováveis de participação nos fundos muito agressivos.

Uma possível explicação para a menor demanda dos investidores mais ricos por fundos muito agressivos baseia-se no efeito da volatilidade da renda do trabalho e de sua correlação com o retorno dos ativos arriscados sobre a alocação de portfólio. Investidores de baixa renda são, em geral, empregados que recebem um salário razoavelmente constante, pouco dependente do nível de atividade da economia, ao passo que investidores de alta renda auferem rendimentos em boa parte atrelados ao ritmo dos negócios, seja na forma de salário variável ou participação nos lucros nas empresas. Muitos destes investidores de alta renda são donos de seus próprios negócios. Como explicado na seção 2, pode-se dizer então que o capital humano dos investidores de alta renda “assemelha-se” bem menos a uma dotação implícita do ativo livre de risco do que o capital humano dos investidores de baixa renda. Logo, o efeito positivo da existência de capital humano sobre a proporção investida em fundos muito agressivos é relativamente maior para os investidores de baixa renda.

Como ocorre com as variáveis idade e ocupação, também se verifica nos períodos II e III uma reversão dos resultados observados no período I. Novamente, pode-se conjecturar que isto se deve ao desempenho excepcional do mercado de ações no período I, o qual reduziu substancialmente a razão entre o capital humano e a riqueza financeira dos investidores bem posicionados nos fundos muito agressivos neste período. No modelo tobit censorado, observa-se nos períodos II e III que os investidores com patrimônio na faixa entre R\$ 500 mil e R\$ 1 milhão investem proporcionalmente mais nos fundos muito agressivos do que os investidores com patrimônio na faixa até R\$ 500 mil, tanto pela maior probabilidade de participação nestes fundos, como pela maior alocação ótima esperada, condicionada à participação. Este efeito é significativo ao nível de 1%. Já no modelo Hurdle, a probabilidade de participação nos fundos muito agressivos também aumenta significativamente com o patrimônio, enquanto a proporção ótima investida, condicionada à participação, caminha na direção oposta, embora numa intensidade menor que no período de condições normais de mercado. Uma vez mais, as diferentes conclusões dos modelos tobit censorado e Hurdle mostram que este último é mais adequado para a análise dos determinantes empíricos da alocação de portfólio, uma vez que permite aos regressores um efeito distinto sobre a probabilidade de participação e a alocação ótima esperada, condicionada à participação.

5.5 Estado civil

Nas condições normais de mercado observadas no período I, os três modelos estimados sugerem que a alocação de portfólio não difere significativamente – ao nível de 10% – entre investidores com e sem cônjuge. Por outro lado, nos períodos II e III, os investidores sem cônjuge investem significativamente mais nos fundos agressivos. Enquanto o modelo tobit censorado atribui esse efeito tanto à maior taxa de participação quanto à maior proporção ótima condicional, o modelo Hurdle mostra que apenas o efeito sobre a taxa de participação é significativo. Isto significa que, uma vez tomada a decisão de participação em fundos agressivos, não há distinção entre o comportamento de investidores solteiros e casados quanto à alocação de portfólio. Esses resultados constituem evidência empírica consistente com o argumento de que investidores com dependentes são relativamente mais avessos ao risco em virtude de sua preocupação em garantir uma renda estável para a segurança financeira da família.

6 CONCLUSÃO

Usando uma base de dados com informação desagregada a nível do investidor sobre aplicações em fundos de investimento, o capítulo estima o efeito de algumas variáveis demográficas, sociais e econômicas sobre a alocação da riqueza financeira de uma amostra de investidores brasileiros entre diferentes classes de ativos, os quais

se distinguem basicamente pelo risco de mercado. Os resultados observados no período caracterizado por condições normais de mercado, compreendido entre janeiro e julho de 2007, são razoavelmente consistentes com as predições dos avanços recentes da teoria de alocação de portfólio.

Em especial, os resultados para as variáveis *ocupação*, *patrimônio* e *faixa etária* corroboram o argumento de que a proporção da riqueza financeira alocada nos ativos mais arriscados aumenta com a razão entre o capital humano e a riqueza financeira. Isto ocorre porque o capital humano pode ser interpretado como uma dotação implícita não transacionável de um ativo livre de risco. Consequentemente, investidores relativamente mais jovens, dotados de maior estoque de capital humano e menor estoque de riqueza financeira, revelam maior inclinação a investir no mercado de ações. O mesmo ocorre em relação aos investidores ocupados no setor público, cuja renda do trabalho é pouco volátil e pouco correlacionada com o retorno dos ativos arriscados, de forma que a mesma tem mais *semelhança* com o fluxo de caixa de um ativo livre de risco do que a renda dos investidores ocupados no setor privado. Além disso, partindo da premissa de que a renda não financeira dos investidores mais ricos é relativamente mais afetada pelas flutuações da economia, este argumento pode também explicar porque os investidores com maior patrimônio investem proporcionalmente menos nos fundos mais agressivos. Por último, o capítulo sugere diferenças significativas entre homens e mulheres no que tange ao grau de aversão ao risco, embora o mesmo não seja observado em relação a investidores com e sem cônjuge. Uma sugestão de pesquisa adicional é uma análise mais rigorosa dos dados aqui empregados à luz do campo das *finanças comportamentais*.

O padrão de resultados descrito foi revertido durante os períodos de crise, os quais se estendem de agosto de 2007 a dezembro de 2008. Parece razoável supor que este fato decorreu em boa medida do espetacular desempenho do mercado de ações no período anterior à crise, quando então o forte acúmulo de capital financeiro pelo investidor mais presente neste mercado reduziu sensivelmente a razão entre seu capital humano e sua riqueza financeira, fazendo com que no período seguinte de crise sua proporção alocada em fundos muito agressivos ficasse relativamente menor.

A contribuição metodológica do trabalho reside na comparação das estimativas produzidas pelos modelos tobit censurado e Hurdle. O efeito total de uma variável explicativa sobre a alocação nos fundos muito agressivos pode ser decomposto nos efeitos sobre a taxa de participação nestes fundos e sobre a proporção ótima investida, condicionada à participação. O modelo tobit censurado impõe a restrição de que um mesmo processo governa estes dois componentes, de forma que ambos têm o mesmo sinal por construção. Diferentemente, o modelo Hurdle oferece maior flexibilidade ao permitir que processos diferentes governem estes dois componentes, de forma que ambos podem até mesmo ter sinais contrários.

As estimativas produzidas pelo modelo Hurdle sugerem que nem sempre a significância e a direção do efeito de uma variável explicativa sobre a taxa de participação e a alocação ótima esperada, condicionada à participação, são as mesmas. Logo, este modelo parece o mais adequado para o estudo empírico dos determinantes da alocação de portfólio.

REFERÊNCIAS

- CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M. **Strategic asset allocation**: portfolio choice for long-term investors. Oxford: Oxford University Press, 2002.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v. 7, p. 77-91, 1952.
- McCARTHY, D. **Household portfolio allocation**: a review of the literature. International Forum organized by the ESRI, Cabinet Office, Government of Japan, 2004.
- MERTON, R. C. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 247-257, 1969.
- _____. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. **Journal of Economic Theory**, v. 3, p. 373-413, 1971.
- SAMUELSON, P. Lifetime portfolio selection by dynamic stochastic programming. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 239-246, 1969.
- TOBIN, J. Liquidity preferences as behavior towards risk. **Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1958.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. The Massachusetts Institute of Technology Press, 2002.

ALOCÇÃO DE PORTFÓLIO DA POUPANÇA PARA APOSENTADORIA NO BRASIL: UM ESTUDO DE CASO PARA FUNDOS FECHADOS DE PENSÃO¹

Marcos Antonio C. da Silveira²
Tatiana Coimbra Castello Branco³

1 INTRODUÇÃO

Contam os ingleses que era costume a própria rainha mandar uma carta de felicitações a cada súdito que completava 100 anos. A prática, porém, caiu em desuso nos últimos tempos, dado o crescente número de pessoas que alcança esta marca. Só no Brasil, país de população relativamente jovem, já se estima que mais de 30 mil pessoas tenham completado ou até ultrapassado o centenário. Em 2000, havia cerca de 600 milhões de pessoas no mundo com mais de 60 anos. Em 2050, serão mais de 2 bilhões. E, segundo estimativa da Organização Mundial da Saúde (OMS), não tardará o momento em que, no mundo todo, haverá milhões de pessoas com mais de 100 anos, algo impensável algumas décadas atrás. A perspectiva de viver tantos anos vai exigir outra revolução: a de hábitos e de costumes. O planejamento é o conceito chave, principalmente do que tange ao financiamento da aposentadoria futura.

Paralelamente ao aumento da expectativa de vida da população, o avanço acelerado dos planos de contribuição definida, em substituição aos planos de benefício definido, desponta como uma profunda mudança estrutural no modelo de financiamento do sistema previdenciário, com reflexos cruciais para o desenvolvimento do mercado financeiro como um todo. Além de condicionar o pagamento dos benefícios da aposentadoria ao montante efetivamente poupado pelos participantes, evitando assim *deficit* futuros nas contas dos fundos de previdência, os planos de contribuição definida exigem de seus participantes uma postura mais atuante e responsável na gestão dos ativos do plano. Esta mudança no modelo de financiamento das aposentadorias pode ser atribuída a inúmeros fatores, tais como o envelhecimento da mão de obra das empresas patrocinadoras dos planos

1. Este estudo foi publicado em dezembro de 2011, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1680.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Aluna do Mestrado em Finanças e Economia Empresarial da Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV/RJ).

de aposentadoria, a modificação da atitude dos empregadores em relação aos planos de benefícios e a incompreensão pelos empregados das características dos planos de benefício definido. Segundo o Departamento de Trabalho dos Estados Unidos, as últimas décadas testemunharam uma persistente migração dos planos de benefício definido para os de contribuição definida. Enquanto mais de 80% dos planos eram de benefício definido em 1980, esta proporção tinha caído para menos de 40% em 2001. Nos últimos anos, 97% das novas companhias, independentemente do tamanho, têm preferido constituir planos de contribuição definida para seus empregados.

Não menos importante, outra tendência recente observada nos mercados financeiros é o aumento da taxa de participação da população no mercado de capitais, mais especificamente no mercado de ações. Regras mais claras de proteção para minoritários, o bom desempenho da bolsa no longo prazo e a abertura de capital de muitas empresas em busca de financiamento mais barato são algumas das explicações para a maior demanda por ações pelos pequenos poupadores. Neste contexto, a ambição dos investidores em buscar retornos maiores, em cenário de taxas de juros cada vez menores, chegou ao mercado de previdência privada em franca expansão. É cada vez mais notável a iniciativa dos participantes deste mercado em procurar planos mais agressivos para incrementar seu retorno, principalmente em um horizonte de longo prazo. No primeiro bimestre de 2007, segundo o *site* Fortuna, 44% dos recursos aplicados em planos de previdência tiveram como destino os fundos investidos em ações. No mesmo período de 2006, apenas 8% dos recursos aplicados nestes planos toleravam o risco em renda variável. O quadro verificado anteriormente, e que agora começa a se transformar, permanecia estável há anos. Considerando que as aplicações em fundos de previdência têm um horizonte de longo prazo e que existe a perspectiva de redução da taxa de juros reais da economia, esta tendência faz bastante sentido.

Duas importantes perguntas naturalmente se colocam nesse cenário de maior dinamismo do mercado de capitais aliado ao avanço dos planos de contribuição definida, com maior atuação dos participantes na gestão de seus fundos de aposentadoria.

1. Qual a alocação de portfólio ótima dos recursos poupados para o financiamento da aposentadoria, no sentido de maximizar o bem-estar do poupador? Mais especificamente, qual a proporção ótima destes recursos investida em renda variável?
2. Os responsáveis pelas decisões alocativas dos planos de aposentadoria implementam a alocação ótima? Em que extensão a alocação empírica, efetivamente implementada pelos gestores dos planos, difere da alocação ótima?

A teoria tem buscado responder a primeira pergunta. Markovitz abordou pioneiramente o problema das decisões financeiras. Num modelo simples no qual um investidor sem renda do trabalho consome toda sua riqueza financeira ao final de um período, o trabalho investiga o que determina a alocação de portfólio de ativos líquidos transacionáveis. O modelo restringe bastante as preferências do investidor, de forma que portfólios alternativos são comparados somente com base na esperança e na volatilidade de seus retornos. Como resultado, apenas os dois primeiros momentos da distribuição conjunta dos retornos dos ativos disponíveis importam para a decisão do investidor. A ideia central da teoria de portfólio proposta por Markovitz é que investidores racionais lançam mão da diversificação para implementar uma alocação de portfólio na fronteira eficiente entre o risco e o retorno da riqueza financeira. A existência de um ativo livre de risco foi mais tarde introduzida por Tobin, cujo teorema da separação estabelece que todos os investidores mantêm o mesmo portfólio de ativos arriscados, convenientemente denominado portfólio de mercado. A proporção ótima investida neste portfólio depende apenas do grau de aversão ao risco de cada investidor. As predições desses modelos iniciais foram sistematicamente rejeitadas por estudos empíricos sobre o comportamento individual dos investidores. Em particular, a evidência empírica contraria fortemente o teorema da separação. Investidores carregam portfólios com diferentes composições de ativos arriscados e esta heterogeneidade pode ser explicada por diferenças de idade, ocupação, riqueza e outras variáveis demográficas e socioeconômicas. Além disso, parte substancial da riqueza dos investidores é mantida em ativos não transacionáveis. Este conflito entre as predições da teoria e a evidência empírica estimulou o desenvolvimento de modelos com hipóteses menos restritivas e mais próximas do contexto real no qual os investidores tomam suas decisões financeiras.

Uma séria limitação dos modelos de Markovitz e Tobin, pelo menos no que tange ao problema da alocação de portfólio, é que os investidores enxergam apenas um período à frente, ao passo que na realidade a maioria dos investidores financia um fluxo de gastos ao longo do tempo. Exemplos de investidores com este horizonte de longo prazo são pessoas físicas, fundos de pensão, entidades de previdência privada e fundações. Foi esta concepção que influenciou Samuelson (1969) e Merton (1969; 1971) a estenderem o problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos. Desde então, começou-se a entender que a solução do problema da decisão de portfólio pode diferir bastante entre investidores de longo e de curto prazo. Em particular, se os retornos das oportunidades de investimento flutuam ao longo do tempo, em decorrência de mudanças na taxa de juros e/ou no prêmio de risco dos ativos, investidores de longo prazo buscarão se proteger contra estes choques, demandando ativos financeiros eficazes como *hedge* intertemporal. A equivalência entre os portfólios ótimos de investidores de curto e longo prazo

verifica-se apenas sob condições bastante restritivas: aversão relativa ao risco constante com a renda e os retornos dos ativos independentes e identicamente distribuídos. Um corolário importante do problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos é o efeito do ciclo da vida sobre o portfólio ótimo dos investidores. Mais especificamente, idade é um tipo de heterogeneidade dos investidores que afeta a alocação de portfólio. Isto acontece porque o horizonte de investimento encurta à medida que a idade avança, de forma que a alocação ótima de portfólio do investidor aproxima-se da alocação ótima de um investidor de curto prazo. Uma vez que a aposentadoria ocupa a fase final do ciclo da vida, cumpre reconhecer a importância deste argumento para o entendimento da alocação ótima de portfólio dos fundos de previdência.

Outro avanço importante no estudo das decisões financeiras foi o tratamento da renda do trabalho ou qualquer outra fonte adicional de renda além dos rendimentos financeiros, as quais são comumente conhecidas na literatura como fatores de *background risk*. Com mercados completos, a renda do trabalho não afeta a alocação de portfólio. Isto porque uma unidade de renda em qualquer estado ou período futuro pode ser negociada no período corrente a um determinado preço competitivo. Contudo, em um contexto mais realista, investidores enfrentam imperfeições no mercado de capitais. Exemplos importantes destas imperfeições são a iliquidez do capital humano e a existência de riscos para os quais o mercado não oferece proteção plena, por exemplo, os riscos de deterioração da saúde, da morte e do desemprego. Não menos importante é a existência de custos de entrada e de movimentação em alguns mercados mais complexos. Tais imperfeições abrem espaço para que a heterogeneidade dos investidores influencie a alocação de portfólio.

Em suma, os modelos teóricos recentes têm procurado analisar rigorosamente os efeitos da heterogeneidade dos investidores sobre suas decisões financeiras. Estes modelos investigam o problema da decisão de portfólio em contexto econômico-financeiro mais próximo da realidade, incorporando um leque cada vez mais amplo de hipóteses relevantes para o investidor individual, tal como a existência de imperfeições nos mercados de capitais (custos de transação, impostos, ativos ilíquidos etc.) e de fontes de *background risk* (capital humano, poupança compulsória para aposentadoria etc.). Mais importante, os resultados produzidos por esta crescente literatura contribuem em larga medida para explicar os determinantes da alocação ótima de portfólio da poupança para o financiamento da aposentadoria. No que tange à segunda pergunta, uma crescente literatura tem buscado determinar os fatores empiricamente relevantes para a alocação de portfólio da poupança para aposentadoria. Estes estudos estimam modelos econométricos que incluem como regressores um amplo conjunto de variáveis demográficas e socioeconômicas sugeridas pela literatura teórica, tais como riqueza, renda, idade, gênero, composição da família e tipo de ocupação profissional. Os resultados empíricos podem então ser confrontados com as predições da teoria

para avaliar a eficiência dos poupadores na gestão de seus ativos. Lamentavelmente, estes estudos estão confinados a um seleto número de países para os quais existem pesquisas de orçamento familiar que incluem questionário sobre a composição do estoque de riqueza das famílias. Estas pesquisas simplesmente não são realizadas na maioria dos países e, ainda que sejam, não necessariamente incluem questionário sobre o valor dos ativos, limitando-se a coletar informação sobre fluxos de renda e despesa. No Brasil, por exemplo, nenhuma Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada até o momento pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) traz esta informação. Uma forma de contornar este problema no Brasil seria o acesso à base de dados da Receita Federal, uma vez que o Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) exige declaração anual de bens. No entanto, o sigilo fiscal proíbe o acesso à informação desagregada ao nível pessoal.

Seguindo uma tendência internacional, a empresa Souza Cruz S/A, do Grupo British American Tobacco, vem reformulando seu plano fechado de previdência, cuja principal mudança foi a substituição do antigo plano de benefício definido por um de contribuição definida. A nova fase de inovação e aperfeiçoamento do plano permite que os empregados participantes optem por um entre três perfis de investimento (conservador, moderado e agressivo), os quais diferem entre si na proporção dos recursos da conta de previdência investida em renda variável. Como suporte à implantação destas mudanças, cada participante do plano foi convidado a responder um questionário com perguntas sobre sua preferência entre os três perfis de investimento oferecidos, bem como perguntas sobre suas características demográficas e socioeconômicas. Com a informação coletada por este questionário, é possível construir uma base de dados típica da pesquisa sobre os determinantes empíricos da alocação de portfólio para a aposentadoria. Dada a ausência de uma base de dados mais representativa da população brasileira, este capítulo explora a oportunidade de acessar a base de dados do plano de previdência da Souza Cruz para contribuir com estudo inicial sobre os determinantes empíricos da alocação de portfólio da poupança para a aposentadoria no Brasil. Esta é uma oportunidade incomum, ainda que limitada pela pequena abrangência da amostra, de confrontar resultados empíricos obtidos a partir de dados brasileiros com as predições da teoria da alocação de portfólio para investidores de longo prazo.

Metodologicamente, o trabalho estima um modelo probit ordenado para determinar o efeito de um conjunto de variáveis demográficas e socioeconômicas sobre a distribuição de probabilidade do perfil de investimento dos participantes do plano. Este perfil de investimento é uma variável categórica ordinal com três valores em ordem crescente de proporção dos recursos investidos em ações. As variáveis explicativas, cuja significância é testada, são idade, gênero, renda, tempo de companhia, número de filhos, estado civil, sexo, educação e região. Um padrão de resultados razoavelmente consistente com a literatura teórica é obtido.

O capítulo é dividido nas seguintes seções. A seção 2 descreve brevemente a evolução do mercado de previdência privada no Brasil, mostrando inclusive o processo recente de migração dos investimentos para títulos mais arriscados. A seção 3 descreve o plano de previdência fechado da Souza Cruz. A seção 4 faz um breve sumário da literatura sobre a teoria de investimentos no longo prazo. A seção 5 descreve o modelo de regressão *ordered probit* usado na estimação dos resultados. A seção 6 descreve as variáveis explicativas. A seção 7 apresenta os resultados, analisando-os à luz da literatura teórica. A seção 8 resume as principais conclusões.

2 EXPANSÃO DO MERCADO DE PREVIDÊNCIA PRIVADA

Inúmeros trabalhos empíricos relatam que os fundos de pensão têm apresentado rápido crescimento em diversos países, passando a ocupar importante papel nas suas economias. As entidades de previdência privada, além da função de complementar o sistema básico de seguridade oferecido pelo governo, exercem papel relevante no fomento à acumulação da poupança interna.

No Brasil, o setor cresceu bastante após a regulamentação de 1977, mas ainda é relativamente pequeno se comparado ao de outros países. A tabela 1 mostra o valor agregado dos ativos dos fundos de pensão como proporção do produto interno bruto (PIB) para diversos países. Este indicador permite medir a relevância da presença dos fundos de pensão nas principais economias mundiais. Nota-se claramente que esta presença é ainda pequena na economia brasileira, quando comparada com a média das economias desenvolvidas, ficando o indicador no patamar de 12,5%, enquanto em alguns países, como Suíça e Holanda, o indicador alcança 117% e 118% respectivamente. Outros países também apresentam forte presença dos fundos de pensão, como Dinamarca, Estados Unidos, Japão e Reino Unido. Até mesmo na América Latina, a presença relativa dos fundos no Chile supera o triplo da brasileira. Pelo menos com base na experiência externa, estas estatísticas sugerem haver espaço para o crescimento da indústria de fundos de pensão no Brasil.

TABELA 1

Ativos dos fundos de pensão como proporção do PIB para diversos países (1999)
(Em %)

País	Ativos fundos de pensão/PIB
Alemanha	7,6
Argentina	6,0
Brasil	12,5
Chile	44,3
Dinamarca	84,0
Espanha	4,0

(Continua)

(Continuação)

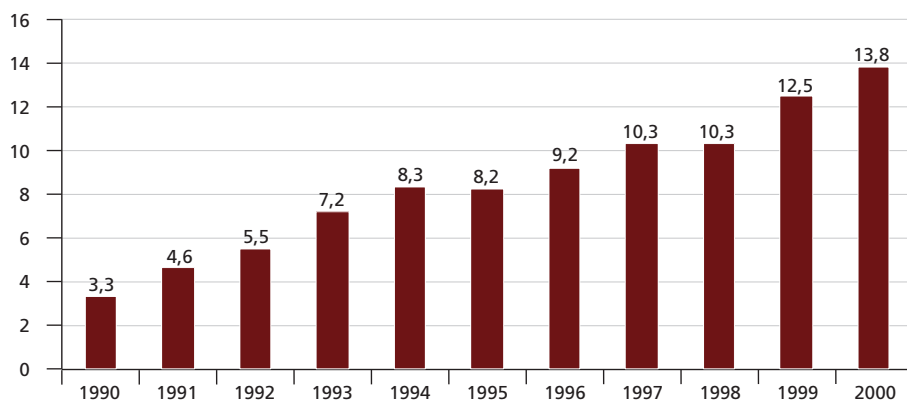
País	Ativos fundos de pensão/PIB
Estados Unidos	78,0
Finlândia	35,0
França	5,0
Holanda	118,0
Itália	19,0
Japão	72,0
Noruega	23,0
Portugal	9,0
Reino Unido	83,7
Suécia	43,0
Suíça	117,0

Fonte: International Pension Funds and their Advisors.
Elaboração dos autores.

Já o gráfico 1 mostra a evolução deste indicador no passado recente da economia brasileira, avançando persistentemente de 3,3% em 1990 para 13,8% em 2000.

GRÁFICO 1

Ativos dos fundos de pensão como proporção do PIB no Brasil
(Em %)



Fonte: Associação Brasileira das Entidades Fechadas de Previdência Privada (ABRAPP).

Até setembro de 1994, a aplicação dos recursos das entidades de previdência privadas, tanto fechadas quanto abertas, foi fortemente regulada no Brasil, com o governo estipulando limites mínimos e máximos para cada tipo de instrumento financeiro. Desde então, um afrouxamento gradativo começou com a Resolução nº 2.109/1994 do Conselho Monetário Nacional, a qual aboliu os limites mínimos para as aplicações das entidades fechadas de previdência privada (EFPPs). Atualmente, a

Resolução nº 3.456/2007 estabelece as diretrizes pertinentes à aplicação dos recursos destas instituições. Esta resolução classifica os ativos em quatro classes (renda fixa, renda variável, imóveis e empréstimos e financiamentos) e determina os limites de recursos para alocação em cada um deles, segundo a tabela 2.

TABELA 2

Limites máximos por classes de ativos segundo a Resolução nº 3.456/2007
(Em %)

Classes	Limite máximo total
Renda fixa	100
Renda variável	50
Imóveis	11
Empréstimos e financiamentos	15

Fonte: BCB (Banco Central do Brasil).

No que tange à alocação estratégica de portfólio efetivamente implementada, a tabela 3 mostra que as principais aplicações dos fundos de pensão são os fundos de investimentos em renda fixa e as aplicações em renda variável (fundos de ações e compras diretas de ações), os quais representavam 40% e 36,8% da carteira dos fundos no fim de 2007, respectivamente. Vale ressaltar o salto da participação relativa das aplicações em ativos de renda variável entre 2005 e 2007, a qual passou de 30,7% para 36,8%.

TABELA 3

Carteira consolidada por tipo de aplicação
(Em %)

Aplicação	Dez./2001	Dez./2003	Dez./2005	Dez./2007
Ações	18,5	19,0	20,3	20,8
Fundos de investimentos – RV	10,5	10,0	10,4	16,0
Fundos de investimentos – RF	40,4	44,6	46,4	40,0
Imóveis	6,8	5,4	4,2	2,6
Depósito a prazo	3,1	1,2	1,1	0,8
Empréstimos a participantes	1,8	1,8	1,9	1,7
Financiamento imobiliário	2,5	1,6	0,8	0,5
Debêntures	2,1	1,7	1,2	1,3
Títulos públicos	11,3	12,7	12,1	14,9
Outros	2,9	2,1	1,6	1,5
Operações com patrocinadores	0,1	0,0	0,0	0,0

Fonte: ABRAPP.

3 PLANO DE APOSENTADORIA DA SOUZA CRUZ: ORGANIZAÇÃO E ALOCAÇÃO DE PORTFÓLIO

A Fundação Albino Souza Cruz (FASC), instituída em abril de 1988, é uma entidade fechada de previdência complementar, de caráter não econômico e sem fins lucrativos. A FASC tem como objetivo a instituição e a execução de planos de benefícios de caráter previdenciário (aposentadorias e pensões por morte ou invalidez) complementares ao regime geral de previdência social (Instituto Nacional do Seguro Social – INSS), na forma da legislação vigente.

Inicialmente, a FASC oferecia apenas o Plano de Benefício Definido, com aposentadoria aos 60 anos de idade. Em abril de 1997, a fundação introduziu o Plano de Contribuição Definida. A principal atração do novo plano é a participação direta do empregado na decisão de alocação de portfólio de um fundo individual formado por suas contribuições e coadministrado pela FASC.

O Plano de Benefício Definido proporciona uma aposentadoria na forma de renda vitalícia a partir de uma determinada idade. Trata-se de um plano mutualista em que o patrimônio acumulado com as contribuições dos empregados e empregadores não é alocado em contas individuais, como no caso dos planos de contribuição definida. O valor do benefício é uma variável independente, previamente estabelecido no regulamento do plano, enquanto a contribuição é uma variável dependente revista anualmente pelo plano de custeio de forma a assegurar recursos suficientes para honrar os benefícios prometidos.

Essas características do Plano de Benefício Definido tornam sua administração bastante complexa. Como o plano assegura a seus participantes um valor final de benefício independente do patrimônio acumulado, qualquer revisão nas previsões de variáveis demográficas e econômicas que afetam a trajetória futura do valor total dos benefícios prometidos – passivo do plano – precisa ser acompanhada de aumentos ou reduções nas taxas correntes de contribuição para o custeio do plano, a fim de assegurar a cobertura do passivo esperado no futuro. É por esta razão que os planos de benefício definido tendem a ser bastante conservadores e diversificados, uma vez que é prometido ao participante um benefício não diretamente atrelado ao volume de recursos de seu fundo, devendo o empregador compor todos os *deficit* e recolher todos os *superavit* do plano. Segundo Lazear (1998), os planos de benefício definido, em particular, encorajam os participantes a se aposentarem em uma data específica, como forma de controlar a estrutura etária da sua força de trabalho.

Por sua vez, os planos de contribuição definida são bem mais simples e diretos. O empregado e a empresa contribuem periodicamente para uma conta individual de aposentadoria. Estes recursos são então investidos em diferentes classes de ativos, sendo a alocação de portfólio decidida inteiramente pelo empregado ou compartilhada com os administradores do plano. Em geral, o empregado

é livre para decidir o tamanho de suas contribuições dentro de certos limites. O patrimônio total de cada conta individual é a soma das contribuições acumuladas e o rendimento auferido com o investimento destas contribuições.

Quando o empregado se aposenta, o patrimônio total de sua conta individual naquele momento forma a base financeira de sua aposentadoria, podendo ser resgatado uma única vez ou ao longo dos anos. Nota-se que não existe mutualismo, pois nesses planos as reservas constituídas são individualizadas. O benefício não tem seu valor predeterminado no regulamento, sendo determinado no momento da aposentadoria em função da reserva de capital acumulada. Consequentemente, o benefício é a variável dependente e a contribuição é a variável independente, ou seja, o benefício fica indefinido e varia de acordo com o patrimônio existente no momento da aposentadoria, o qual depende do volume de contribuições e da rentabilidade alcançada pelo investimento destas contribuições. Este tipo de plano nada mais é que um fundo de investimento ou uma poupança programada, no qual o saldo acumulado na data de aposentadoria é transformado em benefício de renda mensal, podendo ou não ser vitalício, com ou sem garantias de reajustes anuais.

Alguns trabalhos empíricos procuram explicar a tendência atual de migração dos planos de benefício definido para os de contribuição definida. Uma primeira razão decorre da possibilidade de portabilidade dos planos de contribuição definida. Como resultado da maior mobilidade da força de trabalho, é pouco provável que um trabalhador se aposente na mesma empresa que em que iniciou sua carreira profissional. A própria empresa não mais encara seus empregados como vitalícios. Mudanças culturais, tecnológicas e educacionais têm contribuído para a maior independência do trabalhador e o rompimento de seus vínculos empregatícios com as firmas. Nesse sentido, os planos de contribuição definida são mais flexíveis que os planos de benefício definido, adaptando-se melhor à necessidade dos trabalhadores, uma vez que podem ser transferidos de uma firma para outra.

Uma segunda razão é a maior flexibilidade dos planos de contribuição definida em termos do montante total poupado para aposentadoria e da alocação de portfólio destes recursos entre os ativos disponíveis. Pioneiros neste sentido foram os planos 401K nos Estados Unidos, nos quais os empregados participantes assumem plenamente o risco de longevidade e o risco de mercado de seus investimentos, levando para casa a totalidade da poupança acumulada no momento da aposentadoria.⁴

Este capítulo estuda os determinantes empíricos da alocação de portfólio da poupança para a aposentadoria. Para tanto, lança mão de uma base de dados construída com as respostas dos empregados participantes do Plano de Contribuição

4. O nome do plano 401K segue do parágrafo k da seção 401 do Código Tributário Federal dos Estados Unidos (1978) para os planos de contribuição definida qualificados de planos de aposentadoria, que oferecem vantagens fiscais aos indivíduos que decidam poupar parte do salário – em média 7% ao mês – e opções de investimentos por faixa etária.

Definida da Souza Cruz a um questionário com perguntas sobre sua opção de investimento e suas características demográficas e socioeconômicas. Logo, é importante entender como é realizada a alocação de portfólio no Plano de Contribuição Definida da FASC. Esta alocação estratégica é efetuada por meio de dois níveis de decisão.

No primeiro nível, o empregado participante decide entre três perfis de investimento que lhe são oferecidos pelo plano, os quais diferem entre si basicamente nas proporções investidas em renda fixa e renda variável. O primeiro perfil, conservador, é o soberano, com investimentos exclusivamente em títulos públicos federais. O segundo perfil, moderado, é composto na maior parte por aplicações em títulos de renda fixa e por pequena parcela de aplicações em ações. O investimento em ações pode alcançar no máximo a proporção de 20% do patrimônio total do fundo. O terceiro perfil, agressivo, permite que o investimento em ações possa alcançar no máximo a proporção de 35% do patrimônio total do fundo. A tabela 4 especifica os limites de investimento para cada perfil. Os perfis moderado e agressivo podem variar 5% para cima ou para baixo, de acordo com o cenário macroeconômico e a decisão do gestor. O questionário submetido aos empregados participantes do plano traz uma pergunta sobre sua opção entre os três perfis de investimento oferecidos. As respostas a esta pergunta são as observações da variável dependente usada neste trabalho: uma variável categórica ordinal com três valores em ordem crescente de proporção investida em ações (um para perfil conservador, dois para perfil moderado e três para perfil agressivo).

TABELA 4
Limites de alocação de ativos por segmento
(Em %)

Segmentos/perfil de alocação	Conservador	Moderado	Agressivo
Renda fixa	100	85	70
Renda variável	0	15	30

Fonte: FASC.

No segundo nível de alocação de portfólio, a gestão do plano é realizada apenas pelo Comitê de Gestão de Investimentos da FASC, sem participação dos empregados, o qual objetiva implementar a alocação mais eficiente em termos de risco – retorno, sempre respeitando os limites previamente estipulados para o perfil escolhido pelo empregado participante. Assim, o gestor responsável pelo fundo com perfil agressivo precisa decidir não somente a proporção, até no máximo 35%, dos recursos aplicados em ações, como também a proporção investida em cada ação ou fundo de ações individual. A alocação de portfólio no Plano de Contribuição Definida da Souza Cruz é, portanto, realizada por meio de um regime de cogestão entre os empregados participantes e os administradores do plano. Rigorosamente falando, empregado e administrador compartilham a alocação estratégica entre

classes de ativos diferentes, enquanto a seleção de ativos dentro de cada classe fica por conta apenas do administrador e do gestor. A opção do perfil pode ser modificada duas vezes por ano, em maio e novembro.

4 LITERATURA

Esta seção descreve o modelo de alocação de portfólio na presença de renda do trabalho desenvolvido em Campbell e Viceira (2002). As principais previsões deste modelo contribuem para a interpretação dos resultados encontrados na parte empírica do trabalho. A seção começa com uma análise informal do efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio. Em seguida, este efeito é derivado rigorosamente a partir de modelo de maximização da utilidade da riqueza.

4.1 Efeitos da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio: uma digressão

Da perspectiva da teoria financeira, a renda do trabalho (salário, participação nos lucros e outros benefícios) de um indivíduo pode ser interpretada como um dividendo sobre seu estoque implícito de capital humano. Neste sentido, o capital humano é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros do trabalho. Além disso, o capital humano é um ativo não transacionável porque é impossível securitizar a renda futura do trabalho sem cair no problema clássico de perigo moral (*moral hazard*). Na raiz deste problema está a ilegalidade dos contratos forçando uma pessoa a trabalhar, pois são equivalentes a uma forma de servidão. Um indivíduo sempre tem o direito de escolher o quanto quer trabalhar e se quer trabalhar. Consequentemente, caso fosse possível securitizar e vender seu fluxo de salários futuros, ele não teria incentivo a continuar trabalhando e, respaldado pela lei, não poderia ser obrigado a cumprir o contrato. Uma vez que o mercado de crédito antecipa este comportamento, um título de crédito lastreado na renda futura do trabalho passa a não ter qualquer valor.

Da questão anterior surge a pergunta sobre como um investidor dotado de capital humano deve alocar sua riqueza financeira entre classes de ativos mais ou menos arriscados. O conceito de risco aqui utilizado é o de risco de mercado decorrente da volatilidade dos preços dos ativos financeiros. A teoria oferece alguma orientação para esclarecer a questão. A riqueza total do investidor é a soma do capital humano H_t com a riqueza financeira W_t . Ao contrário do capital humano, os ativos que compõe a riqueza financeira são transacionáveis, ou seja, podem ser negociados em mercados mais ou menos líquidos. Sem perda de generalidade, seja então o caso de uma economia com apenas dois ativos financeiros disponíveis, os quais são plenamente líquidos: um ativo arriscado cujo retorno é incerto e um ativo livre de risco que oferece um retorno certo. A título de referência, se o capital humano fosse transacionável, o investidor poderia liquidá-lo e depois investir o montante $\hat{\alpha}(W_t + H_t)$ no ativo arriscado, em que $\hat{\alpha}$ é a proporção ótima da riqueza total

alocada neste ativo. A parcela restante da riqueza total, dada por $(1 - \hat{\alpha})(W_t + H_t)$, seria alocada no ativo sem risco. No entanto, como explicado anteriormente, o estoque de capital humano H_t não é transacionável. E este fato tem efeito direto sobre a alocação da riqueza financeira. Para ilustrar o mais claramente possível este efeito, é conveniente supor que a renda futura do trabalho é conhecida com certeza, ou seja, sua volatilidade é nula. Neste caso, é fácil compreender que o capital humano H_t é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros do trabalho descontado pela taxa livre de risco, ou seja,

$$H_t = E_t \left[\sum_{i=0}^T \frac{L_{t+i}}{(1+r)^i} \right] \quad (1)$$

em que L_{t+i} é a renda obtida com salário no período $t + i$, r é a taxa de juros livre de risco e T é o número de períodos de trabalho a frente. Isto significa dizer que o capital humano constitui uma posição implícita não transacionável no ativo livre de risco. Neste caso, a decisão ótima do investidor é ajustar seu portfólio de ativos financeiros de forma que a composição de sua riqueza total entre o ativo arriscado e o ativo livre de risco seja exatamente igual à composição ótima no caso fictício em que o capital humano é transacionável. Para tanto, o investidor deve aplicar um valor igual a $\hat{\alpha}(W_t + H_t)$ no ativo arriscado e um valor igual a $W_t - (1 - \hat{\alpha})(W_t + H_t)$ no ativo livre de risco. Logo, a proporção ótima da riqueza financeira alocada no ativo arriscado, denotada por α , é dada por

$$\alpha = \frac{\hat{\alpha}(W_t + H_t)}{W_t} = \hat{\alpha} \left(1 + \frac{H_t}{W_t} \right) \quad (2)$$

Uma vez que $W_t \geq 0$ e $H_t \geq 0$, segue que $\alpha \geq \hat{\alpha}$, ou seja, a proporção da riqueza financeira no ativo arriscado é maior que a proporção da riqueza total neste ativo. Logo, a existência de capital humano não transacionável desloca a riqueza financeira em direção ao ativo arriscado.

Outra implicação do resultado (1) é que a proporção da riqueza financeira alocada no ativo arriscado aumenta com a participação do capital humano na riqueza total, determinada pela razão $\left(\frac{H_t}{W_t}\right)$. Além disso, esta razão varia ao longo do ciclo da vida do investidor. No começo da vida adulta, esta tende a ser relativamente alta por duas razões. Em primeiro lugar, o capital humano H_t é elevado por conta da expectativa de um longo período de trabalho futuro. Em segundo lugar, a riqueza financeira W_t é reduzida por conta do curto período até então disponível para a formação de poupança. À medida que a idade avança, esta relação tende naturalmente a declinar, aproximando-se de zero na aposentadoria, quando então o capital humano corresponde ao valor esperado do fluxo de recebimentos da seguridade social.

A conclusão é que jovens investidores ocupados profissionalmente devem alocar no ativo arriscado uma proporção maior de sua riqueza em relação à média dos investidores.

A razão entre o capital humano e a riqueza financeira também é influenciada pelos retornos dos ativos financeiros. Tomando como exemplo o caso brasileiro, em que a posição dos investidores em ativos arriscados está em larga medida na forma de depósitos em fundos de ações, quando a bolsa entra em uma trajetória ascendente, a riqueza financeira do investidor cresce relativamente a seu capital humano e isto deve levá-lo a reduzir a proporção de sua riqueza financeira alocada nos fundos de ações. O contrário ocorre quando a bolsa entra em uma trajetória descendente. Este movimento é conhecido na literatura como *contrarian investment strategy*. Assim, a teoria não apenas sugere um rebalanceamento frequente dos portfólios, como também recomenda uma redução da proporção investida em fundos de ações exatamente quando o mercado de renda variável acumula bons resultados.

E qual o impacto da volatilidade dos salários e ordenados (*background risk*) sobre a alocação de portfólio? Sob a hipótese de correlação nula entre o retorno dos ativos financeiros e a renda do trabalho, ou qualquer outra fonte de renda não financeira, a simples existência desta renda deve incliná-lo a investir mais em ativos arriscados, não importa o tamanho da volatilidade do capital humano do investidor. Isto porque alguma renda do trabalho é sempre melhor do que nenhuma, no sentido de que garante com certeza um consumo mínimo para o investidor no caso de quedas bruscas no valor dos ativos financeiros. No entanto, é preciso observar que quanto maior a incerteza quanto ao fluxo de salários futuros, maior a taxa de desconto utilizada para trazer este fluxo ao valor presente e, portanto, menor o estoque de capital humano (equivalente a um ativo livre de risco não transacionável). Logo, à medida que a volatilidade da renda do trabalho aumenta, a razão entre o capital humano e a riqueza financeira declina, o que por sua vez reduz a proporção ótima da riqueza financeira no ativo arriscado. No limite em que a renda do trabalho torna-se arbitrariamente volátil, a alocação no ativo arriscado se aproxima daquela quando não existe capital humano.

Na realidade, a renda do trabalho da maioria dos investidores é positivamente correlacionada com os retornos dos ativos financeiros arriscados. O desempenho agregado da economia influencia diretamente não apenas a rentabilidade média do mercado de ações e de outros ativos arriscados, mas também a renda não financeira dos investidores ocupados nos setores sensíveis ao ciclo de negócios. Para estes, quanto maior a correlação entre a renda do trabalho e os retornos dos ativos financeiros, menos o capital humano *se assemelha* ao ativo livre de risco e, portanto, menor o investimento ótimo no ativo arriscado. Exemplos bem típicos destes investidores são os comerciantes, os profissionais liberais e a maioria dos trabalhadores autônomos, cujos negócios dependem fortemente do crescimento

da renda pessoal agregada, assim como os executivos das empresas privadas, cujo salário variável é determinado pelo lucro das empresas em que trabalham. Para estes, a renda não financeira já é suficientemente arriscada para que estejam dispostos a comprometer grande parte de sua riqueza financeira em ativos arriscados. Embora em uma escala menor, a renda do trabalho dos operários e dos funcionários subalternos das empresas privadas também depende da temperatura da economia, não tanto pelo salário recebido enquanto empregado, mas principalmente pela possibilidade de desemprego e corte de benefícios nos períodos de recessão.

No caso extremo em que a renda do trabalho é perfeitamente correlacionada com o retorno do ativo arriscado, o capital humano *transforma-se* em uma posição não transacionável implícita neste ativo, de forma que é ótimo para o investidor migrar suas aplicações para o ativo livre de risco. Apesar de bastante intuitivas, as ideias anteriores não podem ser deduzidas nem analisadas rigorosamente a partir da equação (2). Esta limitação justifica o desenvolvimento de um modelo formal de alocação de portfólio na próxima subseção.

4.2 Modelo de alocação de portfólio na presença de renda do trabalho

As ideias discutidas anteriormente podem ser derivadas rigorosamente como resultados de um modelo de alocação de portfólio de um investidor de curto prazo que recebe uma renda do trabalho exógena. Esta formalização é igualmente útil para esclarecer a intuição por trás de alguns resultados importantes que não podem ser adequadamente examinados na análise informal da subseção anterior. Segue adiante a descrição do modelo.

No período t , o investidor decide a alocação de portfólio de sua riqueza financeira W_t de forma a maximizar a utilidade potência do consumo em $t + 1$, dada pela função

$$u(C_{t+1}) \equiv \frac{C_{t+1}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (3)$$

sujeita à restrição orçamentária

$$C_{t+1} = (1 + R_{t+1}^p) W_t + L_{t+1} \quad (4)$$

em que γ é o coeficiente de aversão ao risco, R_{t+1}^p é o retorno líquido do portfólio entre t e $t + 1$, enquanto C_{t+1} e L_{t+1} são o consumo e a renda do trabalho em $t + 1$, respectivamente. Existem apenas dois ativos financeiros: um ativo livre de risco com retorno constante R_f e um ativo arriscado cujo retorno R_{t+1} tem uma distribuição lognormal dada por $\ln R_{t+1} - \ln R_f \approx N[\mu_R, \sigma_R^2]$, em que μ_R é o prêmio de risco. Resulta que a taxa de retorno do portfólio é dada por

$$R_{t+1}^p = \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_f \quad (5)$$

em que α_t é a proporção da riqueza investida no ativo arriscado no período t .

A renda do trabalho L_{t+1} tem uma distribuição lognormal dada por $\ln L_{t+1} \approx N[\mu_L, \sigma_L^2]$. Uma hipótese crucial é que a renda do trabalho L_{t+1} e o retorno do ativo arriscado R_{t+1} podem ser contemporaneamente correlacionados, de forma que o sinal da estatística $\sigma_{R,L} \equiv \text{Cov}_t(\ln R_{t+1}, \ln L_{t+1})$ é uma questão empírica.

A condição de Euler do problema de otimização acima do investidor é dada por

$$E_t[\delta C_{t+1}^{-\gamma} (1 + R_{t+1})] = E_t[\delta C_{t+1}^{-\gamma} (1 + R_f)] \quad (6)$$

Esta condição estabelece que, no equilíbrio do investidor, a utilidade marginal esperada da riqueza precisa ser igual entre os dois ativos. Loglinearizando esta condição, chega-se a uma expressão aproximada para a proporção ótima $\hat{\alpha}_t$ da riqueza financeira investida no ativo com risco, dada por

$$\hat{\alpha}_t = \overbrace{\frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu_R + \sigma_R^2 / 2}{\gamma \sigma_R^2} \right)}^A + \overbrace{\left(1 - \frac{1}{\rho} \right) \left(\frac{\sigma_{RL}}{\sigma_R^2} \right)}^B \quad (7)$$

tal que

$$\frac{1}{\rho} = 1 + \exp E \left[\ln \frac{L_{t+1}}{W_t (1 + R_{t+1}^p)} \right] \quad (8)$$

O resultado (7)-(8) implica algumas predições importantes quanto ao efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio. A alocação ótima $\hat{\alpha}_t$ no ativo arriscado tem dois componentes. O primeiro, denotado pela letra A na equação (7), é exatamente a alocação ótima *se* o risco da renda do trabalho fosse idiossincrático, ou seja, se a renda do trabalho não fosse correlacionada com o retorno do ativo arriscado ($\sigma_{RL} = 0$). Este caso ocorre se os fatores de risco subjacentes à renda do trabalho do investidor não são compartilhados pela economia como um todo, mais sim específicos às ocupações e às fontes de renda do investidor. Naturalmente, este primeiro componente aumenta com o prêmio de risco μ e diminui com a variância do retorno do ativo arriscado σ_u^2 e com o coeficiente de aversão relativa ao risco γ .

O segundo componente da alocação ótima $\hat{\alpha}_t$ no ativo arriscado, denotado pela letra B na equação (7), é a alocação para proteção (*hedge*) contra choques na renda do trabalho. Uma vez que a equação (3) implica $0 < \rho < 1$, a existência

deste segundo componente formaliza a ideia apresentada na subseção anterior de que a demanda pelo ativo arriscado diminui com o aumento da covariância entre a renda do trabalho e o retorno do ativo arriscado. Para entender este resultado, é importante lembrar que a utilidade do investidor aumenta com a redução da volatilidade do consumo em $t + 1$. Por sua vez, o consumo em $t + 1$ é a soma da riqueza financeira em $t + 1$ com a renda do trabalho em $t + 1$. Consequentemente, se a correlação entre o retorno do ativo arriscado e a renda do trabalho é negativa, este ativo funciona como uma proteção (*hedge*) contra choques adversos na renda do trabalho, reduzindo assim a volatilidade do consumo. Além disso, quanto maior o valor absoluto desta correlação negativa, maior a proteção oferecida pelo ativo. Por outro lado, se aquela correlação é positiva, o ativo arriscado amplifica a volatilidade do consumo total. A conclusão geral é que a demanda pelo ativo arriscado depende não somente de seu prêmio de risco e de sua volatilidade, mas também de sua capacidade de proteger o consumo do investidor de choques adversos na renda do trabalho.

Outras conclusões igualmente importantes em relação ao efeito da renda do trabalho sobre a alocação de portfólio podem ser extraídas do resultado (7)-(8). A título de simplificação, é conveniente supor que o risco da renda do trabalho é idiossincrático, ou seja, $\sigma_{RL} = 0$. Neste caso, a alocação ótima $\hat{\alpha}_t$ na equação (7) é igual ao componente A, ou seja,

$$\hat{\alpha}_t = \hat{\alpha}_t^{ID} = \overbrace{\frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu_R + \sigma_R^2 / 2}{\gamma \sigma_R^2} \right)}^A \quad (9)$$

Uma primeira conclusão é que a proporção alocada no ativo arriscado por um investidor sem qualquer fonte de renda do trabalho é sempre menor que a proporção alocada por um investidor com renda do trabalho cujo risco é idiossincrático, não importa qual seja a variância da renda do trabalho σ_L^2 . Para verificar este resultado, cabe observar inicialmente que a proporção α_t^{NL} alocada no ativo arriscado pelo investidor sem renda do trabalho é dada por

$$\alpha_t^{NL} = \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \quad (10)$$

Isto ocorre porque, na equação (8), ρ converge para 1 quando L_{t+1} se aproxima de zero. Além disso, como a esperança nesta equação é positiva, segue que $0 < \rho < 1$, o que por sua vez implica

$$\hat{\alpha}_t^{ID} = \frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) > \alpha_t^{NL} = \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \quad (11)$$

Como observado anteriormente, o lado esquerdo da desigualdade (11) é a alocação ótima quando o risco da renda do trabalho é idiossincrático, ou seja, quando $\sigma_{RL} = 0$ e $\sigma_L^2 > 0$. Já o lado direito desta desigualdade é a alocação ótima quando não existe renda do trabalho. A intuição por trás deste resultado é que a mera existência de renda do trabalho, independentemente de sua volatilidade, aumenta o consumo do investidor em qualquer estado da natureza. Isto implica diminuir a probabilidade do consumo cair abaixo do nível de subsistência em virtude de um desempenho muito ruim dos ativos financeiros. Alguma renda do trabalho é sempre melhor do que nenhuma, uma vez que garante com certeza um consumo positivo para o investidor em qualquer estado da natureza. Este “colchão” de proteção faz o investidor mais “seguro” para investir no ativo arriscado.

Uma segunda conclusão diz respeito ao efeito da composição da riqueza total entre capital humano e riqueza financeira sobre a alocação de portfólio. A intuição deste resultado é bem clara quando a volatilidade da renda do trabalho é nula, ou seja, $\sigma_L^2 = 0$. Neste caso, quando o intervalo de tempo entre t e $t + 1$ converge para zero, é possível provar que $\frac{1}{\rho} \approx 1 + \frac{H_t}{W_t}$ na equação (8), em que o capital humano H_t é dado por $H_t \approx \frac{L_{t+1}}{1 + R_{t+1}^p}$. Substituindo este resultado na equação (9), segue que

$$\hat{\alpha}_t = \overbrace{\frac{1}{\rho} \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right)}^A \approx \left(1 + \frac{H_t}{W_t} \right) \left(\frac{\mu + \sigma_u^2 / 2}{\gamma \sigma_u^2} \right) \quad (12)$$

Como esperado, o resultado (12) mostra que a alocação ótima no ativo arriscado aumenta com a maior participação do capital humano na riqueza total. Como discutido na subseção anterior, isto ocorre porque o capital humano equivale a uma dotação implícita não transacionável no ativo livre de risco. Este resultado é importante para entender o efeito do ciclo da vida sobre a alocação de portfólio.

Um terceiro resultado refere-se ao efeito da volatilidade da renda do trabalho sobre alocação ótima no ativo arriscado. É possível provar que, sob condições bastante gerais, um aumento da volatilidade da renda do trabalho tem um efeito positivo sobre o termo ρ na equação (8), reduzindo assim a alocação ótima no ativo arriscado. Novamente, a intuição deste resultado foi discutida na subseção anterior. Quanto mais volátil a renda do trabalho, maior a taxa de desconto do fluxo futuro dos rendimentos do trabalho e, portanto, menor o valor do capital humano.

Resumindo os resultados anteriores, pode-se afirmar que, *ceteris paribus*, a proporção ótima investida no ativo arriscado é tanto maior quanto:

- maior o prêmio de risco oferecido pelo ativo com risco;
- menor a volatilidade do ativo com risco;

- menor o grau de aversão ao risco;
- menor a covariância entre a renda do trabalho e o retorno do ativo arriscado, e
- menor a volatilidade da renda do trabalho.

4.3 Efeitos das variáveis demográficas e socioeconômicas sobre a alocação de portfólio

A parte empírica do trabalho estima os efeitos de um conjunto de variáveis demográficas, sociais e econômicas sobre o perfil de alocação de portfólio escolhido pelos empregados participantes do Plano de Contribuição Definida da Souza. Existem três perfis de investimento, os quais diferem entre si na proporção investida em renda variável. Como as mudanças nestas variáveis explicativas afetam os momentos da distribuição conjunta da renda do trabalho e dos retornos dos ativos, os resultados apresentados nas duas subseções anteriores permitem prever e explicar aqueles efeitos, os quais são discutidos adiante.

4.3.1 Gênero

Não consta na literatura convencional de finanças qualquer argumento racionalizando o efeito do gênero do investidor sobre sua decisão de portfólio. Contudo, mais recentemente, a literatura de finanças comportamentais tem enfatizado a existência de atributos psicológicos que poderiam influenciar a alocação da riqueza. Se este argumento procede, diferenças de educação e experiência de vida poderiam, por exemplo, tornar as mulheres mais avessas ao risco do que os homens. De qualquer forma, é interessante verificar empiricamente a extensão em que homens e mulheres diferem quanto ao perfil de investimento.

4.3.2 Estado civil

Novamente, é preciso tomar emprestado fatos estilizados da literatura de finanças comportamentais para a compreensão dos possíveis efeitos desta variável sobre a alocação de portfólio. Em princípio, é possível identificar dois efeitos em direções opostas. Por um lado, pode-se argumentar que investidores com cônjuge são menos tolerantes ao risco em decorrência de sua preocupação em garantir uma renda estável para o sustento da unidade familiar. Implícita neste argumento é a hipótese de que investidores com cônjuge possuem um número relativamente maior de dependentes. Por outro lado, investidores com cônjuge podem contar com o suporte financeiro de seus parceiros para amortecer choques adversos na sua renda individual e, conseqüentemente, devem se mostrar relativamente mais propensos a assumir risco. A inclusão da variável explicativa no modelo econométrico permite verificar, no caso de sua significância estática, qual dos dois efeitos mencionados é preponderante.

4.3.3 Renda

A literatura teórica oferece três canais por meio dos quais a renda pode afetar a alocação de portfólio. Em primeiro lugar, é possível que o grau de aversão ao risco do investidor varie com a renda. No entanto, a evidência empírica não sustenta esta possibilidade, razão pela qual é padrão na literatura a hipótese de aversão relativa ao risco constante. Em segundo lugar, como explicado na subseção anterior, o capital humano é o valor presente do fluxo de renda não financeira futura e, portanto, uma dotação implícita e ilíquida dos ativos sem risco. Assim, uma expansão da renda que elevasse a razão entre o capital humano e a riqueza financeira poderia incentivar uma migração para ativos mais arriscados. No entanto, a evidência empírica mostra que o capital humano e a riqueza financeira são razoavelmente correlacionados, de forma que não se deve esperar que este seja um importante canal para o efeito da renda sobre a alocação de portfólio. Em terceiro lugar, investidores com maior nível de renda provavelmente extraem seus rendimentos financeiros de fontes mais voláteis e mais correlacionadas com o retorno de ativos arriscados. Por exemplo, os proventos dos executivos com participação nos lucros das suas empresas dependem muito mais do desempenho da economia como um todo do que os proventos dos operários. Em quarto lugar, existe um custo fixo de entrada no mercado de ações, cujo valor total independe do volume total aplicado. Por esta razão, a probabilidade de participação no mercado de ações deve aumentar com a renda e o patrimônio do investidor, supondo constante a proporção da riqueza financeira aplicada neste mercado. Isto porque, quanto maior o investimento, mais diluído o custo fixo de entrada. Este custo é composto não apenas pelas taxas de corretagem, emolumentos e custódias, mas também pelo tempo e recursos gastos no aprendizado para operar em mercados mais sofisticados como o de renda variável.

4.3.4 Faixa etária

Na média populacional, a razão entre o capital humano e a riqueza financeira declina ao longo do ciclo da vida, causando assim mudança no perfil médio das aplicações dos investidores. Enquanto jovens, esta relação é elevada devido à extensão do fluxo de salários futuros e ao pequeno montante de riqueza financeira acumulada. À medida que a idade avança, o capital humano diminui com a maior proximidade do término da vida profissional, enquanto a riqueza financeira aumenta com o fluxo periódico de poupança para o financiamento da aposentadoria. Desta forma, como observado na subseção anterior, a teoria sugere que os investidores migram para classes de ativos menos arriscados à medida que envelhecem. Cabe observar que a razão entre o capital humano e a riqueza financeira não necessariamente evolui monotonicamente ao longo do ciclo da vida de um investidor individual. Esta razão pode aumentar durante os primeiros anos da vida profissional em virtude da aproximação dos picos salariais e também durante a aposentadoria, quando o

consumo é financiado principalmente com a liquidação da riqueza financeira. Neste segundo caso, o capital humano é o valor presente do fluxo futuro de rendimentos provenientes da aposentadoria pública, cuja trajetória decrescente ocorre em uma velocidade inferior à da riqueza financeira. Com base na literatura de finanças comportamentais, pode-se também arriscar que investidores mais velhos sejam relativamente mais prudentes, uma vez que suas experiências passadas lhes proporcionam uma noção mais clara dos riscos inerentes ao mercado de ações.

4.3.5 Educação

Esta é uma variável determinante para a natureza dos rendimentos não financeiros do investidor. Os empregados de uma empresa que cursaram apenas o ensino fundamental e/ou médio ocupam em geral posições subalternas e recebem a maior parte de sua remuneração na forma de um salário fixo. Já os empregados com nível superior ocupam cargos executivos e boa parte de sua remuneração, na forma de participação nos lucros, varia com o desempenho da empresa. Logo, educação é uma variável relevante para a alocação de portfólio na medida em que explica a volatilidade dos rendimentos não financeiros, bem como a correlação destes rendimentos com os retornos dos ativos financeiros. Por exemplo, o salário dos empregados de colarinho azul é menos volátil e menos correlacionado com o retorno dos ativos financeiros que o salário dos empregados de colarinho branco. Como observado na subseção anterior, a proporção ótima da riqueza financeira aplicada no ativo mais arriscado aumenta com a maior participação do capital humano na riqueza total. Por sua vez, o capital humano é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros, cuja taxa de desconto reflete o custo do dinheiro ajustado pelo risco. Quanto menor a volatilidade dos rendimentos futuros e quanto menor sua correlação com os rendimentos financeiros, menor o risco embutido nos rendimentos futuros e, portanto, menor o capital humano.

4.3.6 Número de filhos

É difícil precisar o efeito do número de filhos sobre a alocação de portfólio. Por um lado, quanto maior o número de filhos, menor a renda *per capita*, de forma que o efeito desta variável refletiria o efeito da renda total sobre a alocação. Por outro lado, quanto maior o número de filhos, menor a volatilidade da renda total da unidade familiar, desde que os filhos também sejam provedores de renda e que aos rendimentos dos membros da família não sejam fortemente correlacionados.

4.3.7 Região

A princípio, não consta na literatura qualquer argumento racionalizando um efeito causal desta variável sobre a alocação de portfólio. Logo, o efeito estimado desta variável em regressões econométricas decorreria de sua correlação com variáveis

omitidas afetando estruturalmente a alocação de portfólio. Por exemplo, regiões mais pobres poderiam carecer de uma estrutura de informação e comunicação suficientemente adequada para a operação em mercados financeiros mais sofisticados. Recorrendo novamente à pesquisa em finanças comportamentais, fatores culturais poderiam condicionar o grau de tolerância ao risco do investidor.

4.3.8 Tempo de companhia

É razoável supor que a probabilidade de permanecer empregado no futuro próximo aumente com o tempo de companhia. Esta redução da volatilidade da renda não financeira se reflete em uma redução da taxa que desconta os salários futuros no cálculo do capital humano. O consequente aumento da razão entre o capital humano e a riqueza financeira estimula uma migração dos recursos poupados para fundos mais agressivos.

5 DADOS

Esta seção descreve a base de dados usada na parte empírica do trabalho. As observações da variável dependente – o perfil de alocação de portfólio – foram obtidas por meio de um questionário respondido pelos empregados participantes da FASC. Como explicado anteriormente, cada participante decide entre três perfis de investimento que lhe são oferecidos pelo plano, os quais diferem entre si basicamente nas proporções investidas em renda fixa e renda variável. O primeiro perfil, conservador, é o menos agressivo e está investido exclusivamente em títulos públicos federais. O segundo perfil, moderado, está investido majoritariamente em renda fixa, permitindo uma proporção em renda variável de no máximo 20% do patrimônio total do fundo. O terceiro perfil, agressivo, permite que o investimento em renda variável possa alcançar no máximo a proporção de 35% do patrimônio total do fundo.

As observações para as variáveis explicativas foram obtidas na área de recursos humanos da empresa Souza Cruz. A seleção destas variáveis baseou-se na literatura empírica e teórica. Estas variáveis são comumente classificadas como demográficas ou socioeconômicas. As variáveis demográficas são idade, gênero, estado civil e número de filhos. As variáveis socioeconômicas são educação, renda, região e tempo de companhia. Devido à limitada abrangência do questionário, não estão disponíveis observações para certas variáveis supostamente importantes para explicar a escolha do perfil de alocação, tais como a riqueza total do empregado participante e a existência de outras fontes de renda familiar além de seu salário. No entanto, espera-se que o poder de explicação do conjunto de regressores usado no trabalho seja suficiente para validar e motivar uma pesquisa inicial, ainda que limitada, dos determinantes da alocação de portfólio da poupança para aposentadoria na economia brasileira.

Antes de analisar os resultados das regressões, é conveniente realizar uma análise estatística sumária dos dados por meio da tabulação cruzada na tabela 5. Cada linha da tabela descreve a distribuição empírica, absoluta e relativa, entre os três perfis de alocação das observações agrupadas numa dada categoria de uma das variáveis explicativas. A soma dos valores da distribuição relativa soma 1 enquanto a soma dos valores da distribuição absoluta iguala o número total de observações da categoria.

Começando pela amostra total, de um total de 3.398 participantes, 39% optaram pelo perfil agressivo, 21% pelo moderado e 40% pelo conservador. Há, portanto, uma leve concentração nos extremos da distribuição da amostra total. Este resultado sugere a existência de considerável heterogeneidade no grau de aversão ao risco dos participantes.

Segue adiante a descrição dos dados para cada categoria:

Idade

A evidência inicial sugere que os empregados participantes ajustam seus portfólios ao longo do ciclo da vida, ficando mais propensos ao risco com a idade. A proporção que opta pelo perfil conservador diminui monotonicamente com a idade, alcançando 46% no caso dos empregados com menos de 30 anos e caindo para 27% no caso dos empregados com mais de 50 anos.

Gênero

As mulheres apresentam uma distribuição mais uniforme que os homens entre os três perfis de alocação. A proporção de mulheres e homens optando pelo perfil agressivo é praticamente a mesma. No entanto, a proporção de mulheres optando pelo perfil conservador é significativamente menor para as mulheres. À primeira vista, este resultado sugere que as mulheres são mais agressivas nas suas decisões de portfólio.

Educação

Existe alguma evidência inicial de que a educação contribui para um comportamento mais agressivo na escolha de portfólio. A proporção dos participantes optando pelo perfil conservador decresce consideravelmente com o nível de educação. Cerca de 53% dos empregados com 1º grau optaram pelo perfil conservador, caindo esta proporção para 42% no caso dos empregados com 2º grau e sofrendo novamente uma queda para 35% no caso dos empregados com 3º grau. Coerentemente, a proporção de empregados optando pelo perfil agressivo aumenta bruscamente do 1º para o 2º grau, permanecendo praticamente a mesma entre os empregados do 2º e 3º grau.

Região

Os empregados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são mais conservadores que os empregados das regiões Sudeste e Sul. Cerca de 54% dos empregados nordestinos escolhem o perfil conservador, enquanto esta proporção é de apenas 41% e 33% para os empregados sudestinos e sulistas, respectivamente. Cumpre observar que o número de empregados no Sudeste e no Sul é consideravelmente maior que o das outras três regiões, de forma que as estatísticas para estas duas regiões são mais confiáveis.

Estado civil

Os empregados solteiros parecem ligeiramente mais conservadores que os empregados casados. A proporção de solteiros optando pelo perfil conservador é 5 pontos percentuais (p.p.) mais elevada, enquanto a proporção de solteiros optando pelo perfil agressivo é 2 p.p. mais baixa.

Número de filhos

A proporção dos empregados com apenas um filho optando pelo perfil conservador é maior que a dos empregados sem filhos, embora também maior que a dos empregados com mais de um filho. A análise bruta dos dados não sugere uma direção bem definida do efeito desta variável sobre a escolha de portfólio.

Em resumo, a análise bruta dos dados nem sempre oferece uma conclusão precisa para o efeito das variáveis explicativas sobre o perfil de alocação. Mesmo quando isto ocorre, os resultados obtidos conflitam com as predições da teoria em alguns casos. Desta forma, faz-se necessária uma análise estatística rigorosa com base em modelos econométricos adequados ao estudo em questão.

TABELA 5
Tabulação cruzada

Características/perfil de alocação	Conservador		Moderado		Agressivo		Total	
	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)
Idade								
< 30 anos	496	46	164	15	412	38	1,072	100
De 31 até 40 anos	544	44	207	17	481	39	1,232	100
De 41 até 50 anos	253	32	194	25	340	43	787	100
> De 51 anos	82	27	139	45	86	28	307	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100
Gênero								
Feminino	160	28	193	34	214	38	567	100
Masculino	1,215	43	511	18	1,105	39	2,831	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100

(Continua)

(Continuação)

Características/perfil de alocação	Conservador		Moderado		Agressivo		Total	
	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)	Absoluto	Relativo (%)
Educação								
1ª grau	77	53	33	23	35	24	145	100
2ª grau	901	42	381	18	839	40	2,121	100
3ª grau	397	35	290	26	445	39	1,132	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100
Regiões								
Norte	53	84	2	3	8	13	63	100
Nordeste	126	54	25	11	81	35	232	100
Centro-Oeste	46	52	10	11	33	37	89	100
Sudeste	770	41	432	23	659	35	1,861	100
Sul	380	33	235	20	538	47	1,153	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100
Estado civil								
Solteiro	643	43	279	19	563	38	1,485	100
Casado	732	38	425	22	756	40	1,913	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100
Número de filhos								
0	495	41	228	19	484	40	1,207	100
1 filho	375	45	152	18	302	36	829	100
2 filhos	364	37	223	23	399	40	986	100
3 ou mais	141	38	101	27	134	36	376	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100
Tempo de companhia								
< 2,5 anos	311	46	89	13	271	40	671	100
De 2,5 até 5 anos	350	50	107	15	249	35	706	100
De 5 até 10 anos	252	47	103	19	181	34	536	100
De 10 até 20 anos	294	35	189	23	356	42	839	100
Mais de 20 anos	262	41	216	33	168	26	646	100
Subtotal	1,469	43	704	21	1,225	36	3,398	100
Renda								
Até R\$ 2 mil	568	60	119	13	252	27	939	100
De R\$ 2 mil até R\$ 3 mil	579	40	288	20	564	39	1,431	100
De R\$ 3 mil até R\$ 5 mil	123	28	113	26	200	46	436	100
De R\$ 5 mil até R\$ 8 mil	45	18	77	30	131	52	253	100
Acima de R\$ 8 mil	60	18	107	32	172	51	339	100
Subtotal	1,375	40	704	21	1,319	39	3,398	100

Fonte: FASC.

Tempo de companhia

A análise bruta dos dados sugere um perfil menos conservador à medida que aumenta o tempo de companhia. A proporção dos empregados com no máximo dez anos de companhia optando pelo perfil conservador fica entre 45% e 50%,

sofrendo uma queda para 35% no caso dos empregados com tempo de companhia entre 10 e 20 anos. Para os empregados mais antigos, com mais de 20 anos de companhia, esta proporção aumenta para 41%, embora ainda mais baixa que a observada para os trabalhadores mais novos.

Renda

A evidência inicial sugere claramente que a renda contribui para um comportamento mais agressivo na escolha de portfólio. A proporção dos participantes optando pelo perfil conservador diminui forte e monotonicamente com a renda. Esta proporção é de 60% no caso dos empregados com renda até R\$ 2 mil, caindo para 40% no caso dos empregados com renda entre R\$ 2 mil e R\$ 3 mil e alcançando 18% para os empregados com renda acima de R\$ 5 mil. Da mesma forma, a proporção dos participantes optando pelo perfil agressivo aumenta monotonicamente com a renda.

6 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Um modelo probit ordenado é estimado para medir o efeito *ceteris paribus* dos regressores – variáveis explicativas demográficas e socioeconômicas – sobre a distribuição de probabilidade da variável dependente, o indicador de perfil de alocação de portfólio. Denota-se por y_i o valor deste indicador para a observação i . Trata-se de uma variável categórica ordinal, que assume valores de 1 até 3, em ordem crescente de proporção do portfólio investido em renda variável, justificando assim a estratégia empírica adotada pelo trabalho. Desta forma, define-se $y = 1$ para o perfil conservador, $y = 2$ para o perfil moderado e $y = 3$ para o perfil agressivo.

As observações da amostra – os empregados participantes do Plano de Contribuição Definida da FASC – diferem em renda, idade, estado civil, número de filhos, tempo de companhia, grau de escolaridade e outras características observáveis que são agrupadas no vetor x . O objetivo principal do trabalho é medir o impacto de características sobre a probabilidade de um participante optar por um plano conservador (ou moderado ou agressivo).

O modelo probit ordenado para y_i pode ser derivado a partir de um modelo linear subjacente para uma variável latente y_i^* . Para tanto, define-se primeiramente a relação entre y_i e y_i^* como:

$$y_i = 1 \quad \text{se} \quad y_i^* \leq \alpha_1;$$

$$y_i = 2 \quad \text{se} \quad \alpha_1 < y_i^* \leq \alpha_2;$$

$$y_i = 3 \quad \text{se} \quad \alpha_2 < y_i^*,$$

em que α_1, α_2 são os pontos de corte, com $\alpha_2 > \alpha_1$. Em seguida, especifica-se o modelo para a variável latente como

$$y_i^* = x_i * \beta + \varepsilon_i \quad (13)$$

em que $x_i = (x_i^1, \dots, x_i^k, \dots, x_i^K)$ é o vetor-linha de K regressores para a observação i , $\beta_i = (\beta^1, \dots, \beta^k, \dots, \beta^K)^T$ é o vetor-coluna dos coeficientes de sensibilidade e ε_i é o ruído para a observação i , cuja distribuição acumulada de probabilidade $G(z) \equiv \Pr[\varepsilon_i \leq z | x_i]$ é a distribuição normal padrão, no caso do modelo probit, ou seja, $G(z) \equiv \Phi(z)$ ou a distribuição logística no caso do modelo logit, isto é, $G(z) \equiv \Lambda(z)$. A distribuição de probabilidade da variável y_i é diretamente derivada do modelo anterior:

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = 1 | x_i] &= \Pr[y_i^* \leq \alpha_1 | x_i] = G(\alpha_1 - x_i * \beta) \\ \Pr[y_i = 2 | x_i] &= \Pr[\alpha_1 \leq y_i^* \leq \alpha_2 | x_i] = G(\alpha_2 - x_i * \beta) - G(\alpha_1 - x_i * \beta) \\ \Pr[y_i = 3 | x_i] &= \Pr[y_i^* > \alpha_2 | x_i] = 1 - G(\alpha_2 - x_i * \beta) \end{aligned} \quad (13.1)$$

Dada uma amostra aleatória de tamanho N , as estimativas de máxima-verossimilhança condicional (MVC) para os vetores de parâmetros α e β maximizam a função:

$$\sum_{i=1}^N l_i(\alpha, \beta) \quad (14)$$

em que a função de verossimilhança para a observação i assume a forma:

$$l_i(\alpha, \beta) = \sum_{j=1}^3 1[y_i = j] \ln \Pr[y_i = j | x_i] \quad (15)$$

Como esta função é bem comportada, os estimadores MVC possuem todas as propriedades assintóticas desejáveis, tais como consistência, normalidade e eficiência.

Crucial para o objetivo deste trabalho é obter uma estimativa consistente da média populacional do efeito marginal dos regressores sobre a variável dependente. Começando pelo caso em que o regressor é uma variável quantitativa, contínua ou discreta, cabe observar que o vetor de coeficientes β determina o efeito marginal dos regressores sobre a expectativa condicional da variável latente y^* , dado

por $\beta = \frac{\partial E\left[\frac{y_i^*}{x_i}\right]}{\partial x_i}$ no caso contínuo. Como a variável latente carece de interpretação econômica bem definida, o mesmo ocorre com as estimativas destes coeficientes. Muito mais informativo é o efeito marginal dos regressores sobre a distribuição de probabilidade da variável observada y_i . Quando x_i^k é uma variável quantitativa contínua, este efeito é dado por:

$$\frac{\partial \Pr[y_i = 1|x_i]}{\partial x_i^k} = -\beta^k g(\alpha_1 - x_i * \beta) \quad (16)$$

$$\frac{\partial \Pr[y_i = 2|x_i]}{\partial x_i^k} = -\beta^k [g(\alpha_2 - x_i * \beta) - g(\alpha_1 - x_i * \beta)] \quad (17)$$

$$\frac{\partial \Pr[y_i = 3|x_i]}{\partial x_i^k} = \beta^k g(\alpha_2 - x_i * \beta) \quad (18)$$

em que $g(z) \equiv \frac{\partial G(z)}{\partial z}$. Já no caso em que x_i^k é uma variável quantitativa discreta, denotando $x_i^+ = (x_i^1, \dots, x_i^{k+1}, \dots, x_i^K)$, este efeito é dado por:

$$\Pr[y_i = 1|x_i^+] - \Pr[y_i = 1|x_i] = G(\alpha_1 - x_i^+ * \beta) - G(\alpha_1 - x_i * \beta) \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = 2|x_i^+] - \Pr[y_i = 2|x_i] &= G(\alpha_2 - x_i^+ * \beta) - G(\alpha_2 - x_i * \beta) \\ &+ G(\alpha_1 - x_i * \beta) - G(\alpha_1 - x_i^+ * \beta) \end{aligned} \quad (20)$$

$$\Pr[y_i = 3|x_i^+] - \Pr[y_i = 3|x_i] = G(\alpha_2 - x_i * \beta) - G(\alpha_2 - x_i^+ * \beta) \quad (21)$$

A soma dos efeitos marginais nas equações (16), (17) e (18) para o caso contínuo e também nas equações (19), (20) e (21) para o caso discreto é identicamente nula. É importante observar que o efeito marginal de x_i^k sobre a distribuição de probabilidade de y_i não é linear, uma vez que seu tamanho e sentido dependem não apenas de β , mas também do vetor de regressores x_i . Por exemplo, na equação (17), o sentido do efeito é dado pelo sinal da expressão $|\alpha_j - x_i * \beta| - |\alpha_{j-1} - x_i * \beta|$, enquanto seu tamanho varia positivamente com o valor absoluto desta expressão. Logo, ao analisar comparativamente os efeitos marginais de diferentes regressores sobre a distribuição de y_i , é preciso calculá-los para uma mesma realização de x_i .

Tanto as variáveis demográficas como as variáveis socioeconômicas usadas no trabalho podem ser divididas em quantitativas ou categóricas. Variáveis quantitativas, discretas ou contínuas, têm significado intrínseco. Estas variáveis são as seguintes: idade, renda, tempo de companhia e número de filhos. Variáveis categóricas, por sua vez, repartem a amostra em uma coleção finita de categorias. Estas variáveis são as seguintes: educação, região, gênero e estado civil. Cada variável categórica é representada por uma coleção de variáveis *dummies*. Segue adiante a descrição das categorias destas variáveis.

Gênero

Variável binária (categórica nominal). Homem é a categoria de referência.

Educação

Variável categórica ordinal com três categorias: 1ª, 2ª e 3ª graus. Primeiro grau é a categoria de referência.

Região

Variável categórica nominal com cinco categorias: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Região Sudeste é a categoria de referência.

Estado civil

Variável binária (categórica nominal). Casado é a categoria de referência.

Para descrever com mais precisão o efeito das variáveis quantitativas idade, renda e tempo de companhia, também foram realizadas regressões em que as observações destas variáveis foram agrupadas em intervalos discretos, de forma que são tratadas como categóricas ordinais. Os intervalos foram determinados com base no significado de seus limites e na existência de número suficiente de observações. Segue adiante a descrição das categorias destas variáveis quando construídas como categóricas.

Idade

Variável categórica ordinal com quatro categorias: ID1 (de 19 até 30 anos), ID2 (de 31 até 40 anos), ID3 (de 41 até 50 anos) e ID4 (de 51 até 65 anos).

Tempo de companhia

Variável categórica ordinal com cinco categorias: TC1 (de 0 até 2,5 anos), TC2 (de 2,5 até 5 anos), TC3 (de 5 até 10 anos), TC4 (de 10 até 20 anos) e TC5 (mais de 20 anos).

Renda

Variável categórica ordinal com cinco categorias: R10 (renda até R\$ 2 mil), R20 (renda entre R\$ 2 mil e R\$ 3 mil), R30 (renda entre R\$ 3 mil e R\$ 5 mil), R40 (renda entre R\$ 5 mil e R\$ 8 mil) e R50 (acima de R\$ 8 mil).

Para melhor interpretar o efeito das variáveis explicativas sobre o perfil de alocação, os resultados da estimação de três diferentes especificações são apresentados. Cada especificação corresponde a uma diferente construção dos regressores a partir da base de dados bruta. Estas especificações, denominadas base 1, base 2 e base 3,

diferem entre si na forma de tratar os regressores idade, renda e tempo de companhia como variável quantitativa ou categórica e na escolha da categoria de referência destas variáveis e da variável educação quando tratadas como categóricas. Nas três especificações, os coeficientes das variáveis categóricas gênero, região e estado civil medem os efeitos marginais em relação à categoria de referência (*dummy* omitida).

Base 1

Nesta especificação, as variáveis idade, tempo de companhia e renda são tratadas como variáveis quantitativas, e não como categóricas. Para a variável categórica educação, o coeficiente de cada categoria mede o efeito marginal em relação à categoria imediatamente anterior. Devido ao tamanho limitado da amostra, as regressões para subamostras de renda e educação são realizadas apenas com esta especificação.

Base 2

Ao contrário da base 1, as variáveis idade, tempo de companhia e renda são agora tratadas como categóricas ordinais. O coeficiente de cada categoria destas variáveis e da variável educação mede o efeito marginal em relação à categoria inicial da variável. A título de exemplo, ambos os coeficientes das categorias *tempo de companhia de 10 a 20 anos* e *tempo de companhia de 5 a 10 anos* medem os efeitos marginais em relação à categoria de referência *tempo de companhia < 2,5 anos*.

Base 3

As variáveis idade, tempo de companhia e renda são novamente tratadas como categóricas ordinais. No entanto, ao contrário da base 2, o coeficiente de cada categoria destas variáveis e da variável educação mede o efeito marginal em relação à categoria imediatamente inferior. A título de exemplo, o coeficiente da categoria *tempo de companhia de 10 a 20 anos* é o efeito marginal em relação à categoria *tempo de companhia de 5 a 10 anos*.

7 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados da estimação do modelo probit ordenado. Inicialmente, a tabela 6 apresenta os resultados da estimação das especificações referentes às bases 2 e 3. Cabe lembrar que os coeficientes na base 2 medem o efeito em relação à categoria de referência, enquanto os na base 3 medem o efeito em relação à categoria imediatamente inferior. Em seguida, a tabela 7 usa os coeficientes estimados na tabela 6 para calcular, com base nas expressões (19) a (21) da seção 6, o efeito de uma mudança nos regressores sobre a distribuição de probabilidade da variável dependente. Este cálculo é realizado apenas para mudanças nos regressores cujo efeito revelou-se significativo.

Uma vez que no modelo probit o efeito dos regressores é não linear, é preciso determinar valores para os quais este efeito é calculado. Para tanto, selecionou-se para cada regressor a categoria considerada mais representativa, ou seja, um empregado com idade entre 31 e 40 anos, com escolaridade até o 2º grau, residindo na região Sudeste, com tempo de companhia entre 2,5 e 5 anos e com renda entre R\$ 2 mil e R\$ 3 mil. Para todas as especificações, o teste de razão de verossimilhança rejeitou ao nível de 1% a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero.

TABELA 6
Estimação do modelo *probit* ordenado – amostra completa

Regressão	Base 2				Base 3			
	Coeficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coeficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor
Idade								
< 30 anos ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
De 31 até 40 anos	0,0577	,0613	0,9406	0,3469	0,0577	0,0613	0,9406	0,3469
De 41 até 50 anos	0,0551	0,0868	0,6351	0,5254	0,0025	0,0674	0,0374	0,9701
> De 51 anos	0,2888	0,1095	2,6366	0,0084	0,2337	0,0800	2,9195	0,0035
Gênero								
Feminino	0,0897	0,057	1,5546	0,1200	0,0897	0,0577	1,5546	0,1200
Masculino ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
Educação								
1º grau ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
2º grau	0,2519	0,1057	2,3831	0,0172	0,2519	0,1057	2,3831	0,0172
3º grau	0,2191	0,1097	1,9977	0,0458	0,0329	0,458	0,7176	0,4730
Regiões								
Norte	0,7133	0,1920	3,7158	0,0002	0,7133	0,1920	3,7158	0,0002
Nordeste	0,1292	0,0868	1,4893	0,1364	0,1292	0,0868	1,4893	0,1364
Centro-Oeste	0,0969	0,1319	0,7342	0,4629	0,0969	0,1319	0,7342	0,462
Sudeste ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
Sul	0,3816	0,0458	8,3366	0,0000	0,3816	0,0458	8,3366	0,0000
Estado civil								
Solteiro	0,0249	0,0487	0,5115	0,6090	0,0249	0,0487	0,5115	0,6090
Casado ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de filhos	0,0126	0,0247	0,5101	0,6100	0,0126	0,0247	0,5101	0,6100
Tempo de companhia								
< 2,5 anos ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
De 2,5 até 5 anos	0,1498	0,0667	2,2468	0,0247	0,1498	0,0667	2,2468	0,0247
De 5 até 10 anos	0,1868	0,0742	2,5192	0,0118	0,0370	0,0711	0,5207	0,6026
De 10 até 20 anos	0,1595	0,0773	2,0625	0,0392	0,3463	0,0700	4,9447	0,0000
Mais de 20 anos	0,2642	0,0975	2,7108	0,0067	0,1047	0,0728	1,4386	0,1503

(Continua)

(Continuação)

Renda								
Até R\$ 2 mil ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
De R\$ 2 mil até R\$ 3 mil	0,4312	0,0523	8,2411	0,0000	0,4312	0,0523	8,2411	0,0000
De R\$ 3 mil até R\$ 5 mil	0,6665	0,0720	9,2637	0,0000	0,2354	0,0656	3,5899	0,0003
De R\$ 5 mil até R\$ 8 mil	0,9360	0,0871	10,7483	0,0000	0,2694	0,0929	2,8988	0,00
Acima de R\$ 8 mil	0,9063	0,0810	11,1955	0,0000	0,0297	0,0979	0,3030	0,7619

Fonte: FASC.

Nota: ¹ *Dummy* omitida/variável de referência.

Obs.: Os coeficientes na base 2 medem o efeito em relação à categoria de referência, enquanto os na base 3 medem o efeito em relação à categoria imediatamente inferior.

Segue adiante uma discussão dos resultados para cada variável explicativa.

Idade

Os resultados aqui encontrados são diferentes da tabulação cruzada. O perfil de alocação de portfólio não difere significativamente entre os empregados participantes com idade até 50 anos. Os coeficientes da faixa etária de 31 a 40 anos e da faixa etária de 41 a 50 anos não são significativos ao nível de 10%. Por outro lado, empregados com mais de 50 anos são significativamente menos agressivos que os empregados das faixas etárias anteriores. A tabela 7 mostra que a probabilidade de um empregado com mais de 50 anos optar pelo plano de perfil conservador é quase 7 pontos percentuais maior que a de um empregado com idade entre 40 e 50 anos. Este último resultado é consistente com a teoria. A participação do capital humano na riqueza total diminui à medida que o empregado avança no ciclo da vida, incentivando uma realocação da riqueza financeira em direção a ativos menos arriscados. Na raiz deste resultado está o fato de que o capital humano pode ser interpretado como uma dotação implícita não negociável do ativo livre de risco.

No entanto, qual a razão para não existir uma diferença significativa entre os empregados jovens, com menos de 30 anos, e os empregados de meia idade, entre 41 e 50 anos? Em geral, os salários mais elevados na carreira de um empregado costumam ser recebidos na meia-idade. Consequentemente, os empregados jovens recebem em média um salário corrente menor que os empregados de meia-idade e, além disso, descontam as parcelas mais elevadas do fluxo de salários futuros a uma taxa de juros maior. Este fato implica um capital humano relativamente maior dos empregados de meia-idade, sugerindo um perfil de investimento mais agressivo em relação aos empregados jovens. Por outro lado, os empregados jovens defrontam-se com mais anos de trabalho pela frente, de forma que esperam receber um fluxo de salários futuros mais extenso. Este fato implica um capital humano relativamente maior dos empregados jovens, sugerindo um perfil de investimento mais agressivo em relação aos empregados de meia-idade. Qual destes dois efeitos é

predominante? Esta pergunta só pode ser respondida empiricamente. Os resultados deste trabalho sugerem que estes praticamente se compensam, explicando assim o efeito não significativo da idade até os de 50 anos.

Educação

Conforme os resultados da especificação relativa à base 2, os quais mostram o efeito em relação à categoria de referência (1º grau), os empregados com 2º e 3º graus são mais agressivos em seus investimentos que os empregados com apenas o 1º grau. Esta diferença é significativa ao nível de 1% para o 2º grau e 5% para o 3º grau. Como mostra a tabela 7, a probabilidade de um empregado com 1º grau optar pelo plano de perfil conservador é cerca de 7 p.p. maior que a de um empregado com 2º grau. Entretanto, conforme os resultados da especificação relativa à base 3, os quais mostram o efeito em relação à categoria imediatamente anterior, não existe diferença significativa entre empregados com 2º grau e 3º grau. O sinal do coeficiente da *dummy* para 3º grau chega mesmo a implicar que empregados com 3º grau são relativamente menos agressivos. Estes resultados são interessantes, pois mostram que educação primária é determinante no perfil de alocação de portfólio, embora educação superior não produza uma mudança significativa neste perfil. Alguma educação, mais não necessariamente muita educação, é fundamental para a entrada em mercados mais agressivos e sofisticados. Este resultado é de certa forma consistente com a teoria apresentada na subseção 4.3. Como mostram diversos estudos empíricos, quanto maior o grau de educação, menor a probabilidade de ficar desempregado por muito tempo e, portanto, menor a volatilidade da renda não financeira. A consequência disto para a alocação de portfólio é um perfil mais agressivo em virtude de uma razão mais elevada entre o capital humano e a riqueza financeira. Além disso, maior instrução implica maior renda e educação financeira e, portanto, menor relevância dos custos fixos de entrada nos mercados de capitais, tais como custos de corretagem e coleta de informação.

Região

O perfil de alocação dos empregados da região Sudeste (categoria de referência) é menos agressivo em relação aos empregados da região Sul, embora mais agressivo em relação aos empregados da região Norte. Estas diferenças são significativas ao nível de 1%. Cabe notar na tabela 7 que a probabilidade de um empregado da região Sul optar pelo plano de perfil conservador é cerca de 13,5 p.p. menor que a de um empregado da região Sudeste. Não é difícil explicar esta diferença entre as regiões Sudeste e Sul. Como a indústria de fumo se concentra no sul do país, a probabilidade de um trabalhador demitido da Souza Cruz retornar ao mercado de trabalho em outra empresa é maior no Sul que no Sudeste. Logo, os rendimentos não financeiros dos empregados da Souza Cruz na região Sul tendem a ser relativamente menos voláteis, o que por sua vez implica um capital humano relativamente

mais elevado. A consequência deste fato para a alocação de portfólio é um perfil mais agressivo dos empregados na região Sul.

Tempo de companhia

Não existe diferença significativa no perfil de alocação dos empregados com tempo de companhia entre 2,5 e 10 anos. No entanto, os empregados neste intervalo são significativamente menos agressivos que os empregados com no máximo 2,5 anos de tempo de companhia. Este resultado vai de encontro ao postulado pela teoria. Quanto maior o tempo de companhia, maior o sentimento de estabilidade no emprego e, portanto, maior deveria ser o estímulo para uma postura mais agressiva. Por outro lado, os empregados tornam-se mais agressivos a partir dos dez anos de companhia, invertendo a tendência anterior e alinhando-se com a teoria. Os empregados com tempo de companhia entre 10 e 20 anos têm um perfil mais agressivos que os empregados de todos os intervalos anteriores. A tabela 7 mostra, por exemplo, que a probabilidade de um empregado neste intervalo optar pelo perfil agressivo é em torno de 7,5 p.p. mais elevada que a de um empregado no intervalo entre 5 e 10 anos. Não há, contudo, diferença significativa entre os empregados no intervalo entre 10 e 20 anos e os empregados com mais de vinte anos de companhia.

Renda

Para os empregados com renda até de R\$ 8 mil, o perfil de alocação torna-se progressivamente mais agressivo com o aumento da renda. Este resultado é significativo ao nível de 1%. Como mostra a tabela 7, a probabilidade de um empregado com renda entre R\$ 5 mil e R\$ 8 mil optar pelo perfil agressivo é em torno de 20 p.p. maior que a de um empregado com renda entre R\$ 3 mil e R\$ 5 mil. Por outro lado, o efeito da renda não é significativo em níveis de renda mais elevados. O perfil dos empregados com renda acima de R\$ 8 mil não é significativamente mais agressivo – ao nível de 10% – em relação aos empregados com renda entre R\$ 5 mil e R\$ 8 mil. Como interpretar este resultado? Existe um custo fixo de entrada no mercado de ações, cujo valor total independe do volume total aplicado. Este custo é composto não apenas pelas taxas de corretagem, emolumentos e custódias, mas também pelo tempo e pelos recursos gastos no aprendizado para operar em mercados mais sofisticados, como o de renda variável. Quanto maior a renda, maior o valor financeiro investido e, portanto, menor o custo fixo médio de entrada nestes mercados.

Gênero

A estimativa positiva do coeficiente da *dummy* para o gênero feminino sugere, a princípio, que as mulheres possuem um perfil alocativo mais agressivo que o dos homens. No entanto, este coeficiente não é significativamente diferente de zero ao nível de 10%.

Estado civil

A estimativa negativa do coeficiente da *dummy* para os empregados solteiros sugere que os empregados casados são relativamente mais agressivos. No entanto, este coeficiente não é significativo ao nível de 10%.

Número de filhos

Esta variável não é significativa ao nível de 10%.

TABELA 7
Efeito marginal das variáveis explicativas sobre a distribuição de probabilidade da variável dependente

	Variação em pontos percentuais na probabilidade de optar pelo perfil		
	Conservador	Moderado	Agressivo
Idade			
Mudança da faixa etária de 41 até 50 anos para a faixa etária de mais de 50 anos	6,81	-3,11	-3,70
Educação			
Mudança do 1ª para o 2ª grau	-7,29	3,34	3,94
Região	-13,48	4,73	8,75
Mudança da região Sudeste para a região Sul			
Tempo de companhia	-11,91	4,42	7,49
Mudança da faixa de 5 até 10 anos para a faixa de 10 até 20 anos			
Renda	-25,36	4,98	20,38
Mudança da faixa de R\$ 3 mil até R\$ 5 mil para a faixa de R\$ 5 mil até R\$ 8 mil			

Fonte: FASC.
Obs.: Os resultados desta tabela foram obtidos a partir das estimativas apresentadas na tabela 6.

As tabelas 8 e 9 apresentam os resultados da estimação da especificação referente à base 1 com subamostras classificadas por faixas de renda e níveis de escolaridade.⁵ O objetivo deste procedimento é testar a generalidade dos resultados encontrados com a amostra completa para diferentes categorias de trabalhadores. Segue adiante uma breve discussão dos principais resultados encontrados para cada uma das variáveis explicativas.

Idade

Para as subamostras de renda, o efeito da idade sobre o perfil de alocação é significativo apenas para os empregados com renda na faixa entre R\$ 2 mil e R\$ 3 mil e na faixa acima de R\$ 8 mil, os quais tendem a tornar-se menos agressivos com

5. Devido ao limitado tamanho da amostra, as regressões para subamostras são realizadas apenas para a especificação referente à base 1, em que as variáveis explicativas idade, tempo de companhia e renda são tratadas como variáveis quantitativas.

a idade. Para as subamostras de educação, esta variável é significativa apenas para os empregados com o 1º e o 2º grau de escolaridade, os quais vão se tornando menos agressivos com a idade. O efeito da idade sobre o perfil de alocação não é significativo entre os empregados com 3º grau. Estes empregados parecem contar desde cedo com a educação financeira necessária para participar dos mercados mais agressivos e sofisticados, enquanto os empregados com menor escolaridade vão adquirindo este aprendizado com a idade.

Gênero

Entre os empregados participantes com 2º grau, as mulheres são significativamente – ao nível de 1% – mais agressivas que os homens. Esta diferença não é significativa ao nível de 10% no caso dos empregados com 1º e 3º grau. Para as subamostras de renda, as mulheres mostram-se significativamente mais agressivas na faixa de renda inferior a R\$ 3 mil e mais conservadoras na faixa de renda superior a R\$ 5 mil.

Educação

Em geral, o efeito da educação sobre o perfil de alocação não é significativo entre os empregados com renda acima de R\$ 3 mil. Abaixo deste nível, os resultados com subamostras de renda confirmam parcialmente os resultados com a amostra completa: empregados com 1º grau são menos agressivos apenas em relação aos empregados com 2º grau.

Região

Para as subamostras de educação, as estimativas do efeito desta variável não foram em geral significativas. Pode-se dizer, no entanto, que o perfil de alocação dos empregados com o 2º e o 3º grau que residem no Sul é mais agressivo em relação aos que residem na região Sudeste. Por outro lado, os empregados com 2º grau que residem na região Norte são mais conservadores em relação aos que residem na região Sudeste. Quanto aos resultados para subamostras de renda, os empregados que residem na região Sul, com renda até R\$ 3 mil ou na faixa entre R\$ 5 mil e R\$ 8 mil, possuem um perfil mais agressivo em relação aos empregados da região Sudeste. As estimativas para a região Centro-Oeste não são significativas. Os empregados que residem na região Nordeste, com renda entre R\$ 2 mil e R\$ 3 mil e acima de R\$ 8 mil possuem, respectivamente, um perfil mais agressivo e conservador em relação aos empregados da região Sudeste.

Estado civil e número de filhos

Confirmando os resultados obtidos com a amostra completa, o efeito dessas duas variáveis sobre o perfil de alocação não é significativo ao nível de 10% para todas as subamostras de renda e educação.

Tempo de companhia

Para os empregados com 1º e 2º grau e para quase todas as faixas de renda, a probabilidade de um empregado optar por um perfil de alocação agressivo aumenta significativamente com o tempo de companhia. As únicas exceções ficam por conta dos empregados com 3º grau e dos empregados com renda na faixa entre R\$ 5 mil e R\$ 8 mil, para os quais o efeito desta variável mostrou-se não significativo ao nível de 10%. Estes resultados são consistentes com a teoria: quanto maior a sensação de estabilidade no emprego, maior o valor do capital humano e, portanto, maior o estímulo para alocações mais agressivas.

Renda

Como ocorre nos resultados obtidos com a amostra completa, a probabilidade de um empregado optar por um perfil mais agressivo aumenta com renda nas subamostras dos três níveis de escolaridade. Para as subamostras de renda, isto só ocorre para os empregados que ganham até R\$ 2 mil. As estimativas para as demais faixas de renda não se mostram significativas ao nível de 10%.

8 CONCLUSÃO

O capítulo estimou o efeito de um conjunto de variáveis demográficas, sociais e econômicas sobre o perfil de alocação de portfólio de uma amostra de empregados participantes do fundo de pensão fechado da empresa Sousa Cruz. Os resultados observados são razoavelmente consistentes com as previsões da moderna teoria de alocação de portfólio. Além do grau de aversão ao risco, variáveis como idade, renda e tempo de companhia condicionam a agressividade do empregado na escolha da proporção de sua poupança para aposentadoria alocada em renda variável.

Cabe destacar que a probabilidade de um empregado optar por um plano de perfil agressivo diminui ao longo do ciclo da vida, o que pode ser explicado pela progressiva redução da razão entre o capital humano e a riqueza financeira. Os empregados também ficam mais agressivos com o aumento da renda e do nível de escolaridade. Isto se deve provavelmente ao menor custo fixo médio de entrada (corretagem e educação financeira) nos mercados mais agressivos dos empregados mais ricos e bem informados. De uma forma geral, os resultados para as variáveis tempo de companhia e região confirmam a predição da teoria quanto ao efeito negativo da volatilidade da renda não financeira sobre a disposição do empregado para aplicações mais agressivas.

TABELA 8
Estimação do modelo probit ordenado/subamostras por faixas de renda

Regressão	Subamostra: R10				Subamostra: R20				Subamostra: R30			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor
Idade	-0,0012	0,0092	-0,1273	0,8987	-0,0196	0,0071	-2,7585	0,0058	-0,0119	0,0102	-1,1673	0,2431
Educação												
1º grau ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2º grau ²	0,3503	0,1996	1,7552	0,0792	0,2816	0,1365	2,0636	0,0391	0,2437	0,3910	0,6233	0,5331
3º grau	0,1481	0,0976	1,5174	0,1292	-0,1529	0,0725	-2,1077	0,0351	-0,1065	0,1151	-0,9255	0,3547
Gênero												
Feminino	0,3776	0,1231	3,0678	0,0022	0,1784	0,1054	1,6934	0,0904	-0,0103	0,1296	-0,0796	0,9365
Masculino ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Regiões												
Norte ²	-0,9769	0,2799	-3,4906	0,0005	-0,4866	0,3292	-1,4780	0,1394				
Nordeste	-0,9769	0,1331	-0,9039	0,3660	0,4544	0,1407	3,2305	0,0012	0,4975	0,5402	0,9210	0,3571
Centro-Oeste	-0,0043	0,2456	-0,0174	0,9862	0,2560	0,1798	1,4243	0,1544	0,1729	0,5524	0,3130	0,7543
Sudeste ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Sul	0,2273	0,0987	2,3027	0,0213	0,4798	0,0671	7,1551	0,0000	0,1840	0,1288	1,4289	0,1530
Estado civil												
Solteiro	0,0201	0,0955	0,2105	0,8333	-0,0773	0,0748	-1,0334	0,3014	0,0403	0,1321	0,3050	0,7604
Casado ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de filhos	0,0297	0,0518	0,5747	0,5655	0,0130	0,0370	0,3526	0,7244	-0,0167	0,0654	-0,2555	0,7983
Tempo de companhia	0,0150	0,0086	1,7526	0,0797	0,0258	0,0065	4,0055	0,0001	0,0174	0,0094	1,8389	0,0659
Renda	0,0010	0,0002	4,2695	0,0000	0,0002	0,0001	1,5608	0,1186	0,0001	0,0001	0,8025	0,4222
Regressão	Subamostra: R40				Subamostra: R50							
	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor				
Idade	-0,0153	0,0136	-1,1296	0,2587	-0,0409	0,0129	-3,1609	0,0016				
Educação												
1º grau ¹	-	-	-	-	-	-	-	-				
2º grau ²												
3º grau	-0,2786	0,1567	-1,7776	0,0755	-0,1064	0,1415	-0,7521	0,4520				
Gênero												
Feminino	-0,3180	0,1723	-1,8453	0,0650	-0,4825	0,1722	-2,8022	0,0051				
Masculino ¹	-	-	-	-	-	-	-	-				
Regiões												
Norte ²	-0,2033	1,0628	-0,1913	0,8483	8,3825	2.262.104	0,0000	1,0000				
Nordeste	0,0162	0,3689	0,0440	0,9649	-0,7734	0,4286	-1,8044	0,0712				

(Continua)

(Continuação)

Regressão	Subamostra: R40				Subamostra: R50			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor
Regiões								
Centro-Oeste	8,3172	8.824.145	0,0000	1,0000	-0,8566	0,5507	-1,5556	0,1198
Sudeste ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
Sul	0,4329	0,1799	2,4062	0,0161	0,1453	0,1668	0,8711	0,3837
Estado civil								
Solteiro	0,2383	0,1857	1,2832	0,1994	0,0232	0,1601	0,1447	0,8849
Casado ¹	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de filhos	-0,0132	0,1139	-0,1161	0,9076	-0,0274	0,0760	-0,3600	0,7188
Tempo de companhia	0,0090	0,0125	0,7169	0,4734	0,0259	0,0105	2,4749	0,0133
Renda	0,0000	0,0001	0,4890	0,6248	0,0000	0,0000	-1,2067	0,2275

Fonte: FASC.
Notas: ¹ *Dummy* omitida/variável de referência.
² Não existem observações para esta categoria
Obs.: R10 = até R\$ 2 mil.
R20 = de R\$ 2 mil até R\$ 3 mil.
R30 = de R\$ 3 mil até R\$ 5 mil.
R40 = de R\$ 5 mil até R\$ 8 mil.
R50 = acima de R\$ 8 mil.

TABELA 9
Estimação do modelo probit ordenado/subamostras por níveis de educação

Regressão	Subamostra: 1º grau				Subamostra: 2º grau				Subamostra: 3º grau			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor	Coefficiente	Desvio-padrão	Z-estat	P-valor
Idade	-0,0475	0,0218	-2,1813	0,0292	-0,0137	0,0054	-2,5348	0,0113	-0,0012	0,0074	-0,1597	0,8731
Gênero												
Feminino	0,1210	0,5203	0,2325	0,8162	0,2924	0,0767	3,8102	0,0001	0,0348	0,0847	0,4110	0,6811
Masculino ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Regiões												
Norte	-8,0026	6.735.002	0,0000	1,0000	-1,0549	0,2432	-4,3379	0,0000	-0,4309	0,3327	-1,2953	0,1952
Nordeste	0,0315	0,3747	0,0840	0,9330	-0,1389	0,1118	-1,2425	0,2141	0,0861	0,1393	0,6180	0,5366
Centro-Oeste	-0,7915	0,5884	-1,3451	0,1786	0,1341	0,1595	0,8406	0,4006	0,0674	0,2599	0,2593	0,7954
Sudeste ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Sul	0,3691	0,2521	1,4643	0,1431	0,3673	0,0565	6,4994	0,0000	0,1868	0,0791	2,3606	0,0182
Estado civil												
Solteiro	-0,2664	0,2587	-1,0297	0,3031	-0,0825	0,0608	-1,3568	0,1748	-0,0627	0,0818	-0,7671	0,4430
Casado ¹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de filhos	0,0994	0,0989	1,0052	0,3148	-0,0339	0,0312	-1,0887	0,2763	-0,0072	0,0441	-0,1627	0,8707
Tempo de companhia	0,0402	0,0197	2,0425	0,0411	0,0275	0,0049	5,6048	0,0000	0,0103	0,0066	1,5612	0,1185
Renda	0,0005	0,0002	2,5964	0,0094	0,0001	0,0000	5,9929	0,0000	0,0000	0,0000	3,5275	0,0004

Fonte: FASC.
Nota: ¹ *Dummy* omitida/variável de referência

REFERÊNCIAS

CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M. **Strategic Asset Allocation**: portfolio choice for long-term investors. Oxford: Oxford University Press, 2002.

LAZEAR, E. P. **Personnel Economic for Managers**. New York: John Wiley, 1998.

MERTON, R. C. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 247-257, 1969.

_____. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. **Journal of Economic Theory**, v. 3, p. 373-413, 1971.

SAMUELSON, P. Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 239-246, 1969.

TOBIN, J. Liquidity Preferences as Behavior Towards Risk. **Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1958.

DEPÓSITOS EM MOEDA ESTRANGEIRA COMO *HEDGE* PARA INVESTIDORES BRASILEIROS DE LONGO PRAZO: UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DA ESCOLHA ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO^{1,2}

Carlos Eduardo Meyer dos Santos³
Marcos Antonio Coutinho da Silveira⁴

1 INTRODUÇÃO

Um fato intrigante, e bem documentado em finanças internacionais, diz respeito ao viés doméstico na composição do portfólio de ativos financeiros. Investidores costumam alocar sua riqueza em ativos de seu próprio país, empregando apenas uma pequena parcela ou praticamente nada em ativos estrangeiros. O viés doméstico é observado nos portfólios de diferentes classes de ativos financeiros, entre as quais variam substancialmente os argumentos que justificam ou contradizem sua racionalidade. Em particular, Campbell, Viceira e White (2002) fazem uma distinção entre o viés doméstico observado no investimento em ações e o viés doméstico observado nos depósitos em moeda, assim denominados porque consistem de posições compradas em títulos de curto prazo negociados no mercado monetário. Depósitos em moeda doméstica referem-se a posições em títulos domésticos, enquanto depósitos em moeda estrangeira referem-se a posições em títulos estrangeiros. Um portfólio de ações diversificado internacionalmente pode incluir apenas depósitos em moeda doméstica ou mesmo ficar vendido em moeda estrangeira para efeito de *hedge*. Por outro lado, um portfólio concentrado em ações domésticas pode manter simultaneamente depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira.

A literatura teórica não oferece uma explicação razoável para o viés doméstico nos portfólios de ações. Mesmo após décadas de globalização financeira, os índices dos mercados de ações das economias nacionais não são perfeitamente correlacionados. Logo, um portfólio de ações diversificado internacionalmente permite uma redução

1. Este estudo foi publicado em janeiro de 2010, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1462.

2. Os autores agradecem a Marco César e Luís H. B. Braidó, da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas (EPGE/FGV – RJ), pelos comentários e sugestões.

3. Da EPGE/FGV – RJ.

4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

de risco sem perda de retorno esperado. No caso do viés doméstico nos depósitos em moeda, a teoria oferece respostas ambíguas. Por um lado, este viés não é consistente com a hipótese da paridade do poder de compra, segundo a qual a taxa de câmbio real é constante e a taxa de câmbio nominal move-se proporcionalmente aos preços domésticos. Isto porque, choques inflacionários no país doméstico são acompanhados por depreciações nominais da moeda doméstica, preservando assim o valor real dos depósitos em moeda estrangeira e corroendo o valor real dos depósitos em moeda doméstica. Este fato explica, por exemplo, a demanda por dólar como reserva de valor nas economias emergentes com um histórico de inflação elevada e volátil. Por outro, o viés doméstico em moeda é teoricamente justificável se a evidência empírica contraria a hipótese da paridade do poder de compra. Isto porque, a ocorrência de choques na taxa de câmbio real faz com que o retorno dos depósitos em moeda estrangeira seja mais volátil no curto prazo que o retorno dos depósitos em moeda doméstica. Nas economias desenvolvidas, por exemplo, a taxa de câmbio real tem se mostrado bastante volátil e, pelo menos no curto prazo, tem se movimentado quase paralelamente com a taxa de câmbio nominal. Neste caso, investidores conservadores devem reduzir sua exposição ao risco cambial, concentrando seus portfólios em títulos domésticos.

No entanto, mesmo em um cenário de taxa de câmbio real flutuante, existem duas boas razões para acreditar que o viés doméstico nos depósitos em moeda não é uma estratégia ótima. A primeira razão parte da constatação empírica de que uma posição comprada em moeda estrangeira pode ser uma proteção eficiente contra flutuações no valor real de títulos estrangeiros de longo prazo mantidos por investidores domésticos. Isto ocorre se a taxa de câmbio nominal – o preço doméstico da moeda estrangeira – covaria negativamente com a cotação daqueles títulos no mercado internacional. Por exemplo, uma queda nas bolsas estrangeiras é com frequência seguida de uma fuga de capitais das economias emergentes, provocando assim um aumento no preço doméstico do dólar. Neste caso, uma posição comprada em dólar tem valor como *hedge* para um investidor doméstico que carrega um portfólio de ações estrangeiras.

A segunda razão diz respeito à função da moeda estrangeira para investidores de longo prazo como *hedge* contra flutuações nas oportunidades domésticas de investimento. Para entender este argumento, é preciso esclarecer primeiramente a distinção entre risco de curto prazo e de longo prazo dos depósitos em moeda doméstica. A ideia-chave do argumento é que, em uma economia com inflação baixa, os títulos de curto prazo domésticos, mesmo livres de risco para investidores de curto prazo, podem ser bastante arriscados para investidores de longo prazo. Isto ocorre porque a taxa de juros de curto prazo varia estocasticamente ao longo do tempo, de forma que investidores de longo prazo reconhecem que estes títulos serão rolados no futuro a uma taxa de juros incerta no presente.

Logo, dado o risco de longo prazo dos depósitos em moeda doméstica, pode ser ótimo para um investidor conservador de longo prazo alocar sua riqueza em ativos que, embora mais arriscados no curto prazo que os depósitos em moeda doméstica, são relativamente menos arriscados no longo prazo. Três classes alternativas de ativos satisfazem esta propriedade.

Uma primeira alternativa são títulos domésticos de longo prazo com pagamentos nominais pré-fixados. Os preços destes ativos aumentam quando a expectativa de uma queda persistente na taxa de juros de curto prazo desloca para baixo a curva de juros. Entretanto, o investidor ainda suporta o risco inflacionário destes ativos. Uma segunda alternativa é uma perpetuidade indexada à inflação. Como argumentado em Campbell e Viceira (2002), este ativo protege plenamente o investidor contra flutuações na taxa de juros real de curto prazo doméstica. Logo, investidores de longo prazo infinitamente avessos ao risco devem ficar 100% comprados neste papel. Trata-se, portanto, do ativo verdadeiramente livre de risco para o investidor de longo prazo, embora seja bastante arriscado para um investidor de curto prazo. O problema com este ativo é que pode não estar disponível no mercado.

Uma terceira alternativa são os depósitos em moeda estrangeira. Segundo a teoria da paridade descoberta dos juros, as taxas esperadas de retorno real dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira precisam diferir, em equilíbrio, apenas pela existência de um prêmio de risco, o qual compensa o investidor doméstico pela exposição ao risco cambial e, no caso de países emergentes, pela exposição ao risco soberano. Como um investidor avalia o retorno de qualquer ativo em termos do poder de compra no mercado doméstico de seu país, a taxa de retorno real dos depósitos em moeda estrangeira é dada pela soma da taxa de juros real dos títulos estrangeiros com a taxa de depreciação real da moeda doméstica. Já a taxa de retorno real dos depósitos em moeda doméstica é dada pela taxa de juros real dos títulos domésticos. Portanto, o argumento da paridade descoberta dos juros implica que, supondo constantes a taxa de juros externa e o prêmio de risco, uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento, na forma de uma queda na taxa esperada de juros real doméstica, é acompanhada por um aumento no preço doméstico da moeda estrangeira. A implicação deste fato para a alocação ótima de portfólio é imediata: depósitos em moeda estrangeira reduzem a volatilidade da riqueza futura do investidor doméstico, uma vez que o valor corrente destes depósitos é negativamente correlacionado com o retorno esperado dos ativos domésticos. Mais intuitivamente, isto significa que, em média, um volume maior de recursos encontra-se disponível para investimento nos períodos em que o retorno esperado das oportunidades de investimento é menor, preservando assim o valor real da riqueza futura do investidor doméstico. A conclusão é que, os depósitos em moeda estrangeira têm valor como *hedge* intertemporal para investidores domésticos de longo prazo, uma vez que protegem sua riqueza futura

contra oscilações nas oportunidades domésticas de investimento. É claro que, no curto prazo, movimentos na taxa de câmbio real podem originar-se de outras fontes além de mudanças no retorno esperado dos ativos domésticos, tais como choques na taxa de juros externa e no prêmio de risco. Este fato induz um risco de curto prazo nos depósitos em moeda estrangeira. No entanto, o quanto este risco compromete sua função como *hedge* intertemporal depende da persistência daqueles choques no longo prazo.

Este capítulo avalia empiricamente a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal no passado recente da economia brasileira. Mais especificamente, o trabalho deriva a alocação ótima de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica (real) e depósitos em moeda estrangeira para o investidor brasileiro de longo prazo. Três moedas estrangeiras são examinadas: dólar, libra e iene. A principal conclusão é que depósitos em moeda estrangeira não são meramente uma estratégia especulativa. Para investidores de longo prazo razoavelmente conservadores é estrategicamente ótimo manter depósitos significativos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. Não obstante seu caráter preliminar, este resultado sugere que o viés doméstico no portfólio de títulos de curto prazo não é necessariamente uma estratégia ótima para o investidor brasileiro.

É natural perguntar se o comportamento dos investidores brasileiros é consistente com as recomendações da teoria. Para tanto, é preciso verificar como os diferentes tipos de agentes econômicos brasileiros administram seu fluxo de caixa no mercado monetário. A evidência empírica sugere um forte viés doméstico no portfólio de títulos de curto prazo do investidor brasileiro. Por exemplo, de acordo com as demonstrações financeiras dos três maiores bancos brasileiros para 2006, proprietários de quase 50% do caixa de todo o mercado bancário brasileiro, os depósitos de curto prazo são aplicados em sua totalidade na taxa *overnight*, ou seja, em operações compromissadas e Letras Financeiras do Tesouro (LFTs). É inegável, portanto, que tais investidores institucionais concentram seus depósitos de curto prazo em moeda doméstica. Este comportamento parecia fazer sentido no período anterior à adoção do Plano Real. Este período de grande instabilidade econômica foi caracterizado por inflação elevada, vulnerabilidade externa, insolvência fiscal e mudanças bruscas na política monetária e na política cambial. Tais anomalias resultaram em uma frequência razoável de choques no prêmio de risco dos depósitos em moeda estrangeira e este fato, como observado, enfraqueceu a eficiência destes ativos como *hedge* intertemporal. Entretanto, este quadro se inverte a partir do Plano Real com o progressivo ordenamento da economia com base no tripé câmbio flexível, metas de inflação e controle fiscal, culminando com a classificação dos títulos do país como *investment grade* em 2008. Não é por acaso que a recomendação do trabalho pelo uso da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal sustenta-se nos dados da economia brasileira a partir de 1997, quando então a economia já avançava firme nesta nova fase.

Para derivar a alocação ótima de portfólio, o trabalho lança mão da implementação empírica do modelo intertemporal de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002). Neste artigo, analisa-se o problema geral de escolha de portfólio de um investidor de longo prazo, com utilidade ao longo da vida do tipo Epstein-Zin, que aloca sua riqueza financeira em um portfólio qualquer de ativos financeiros. O prêmio de risco destes ativos depende linearmente de um conjunto de variáveis de estado, cuja dinâmica é descrita por um processo estocástico autorregressivo. A partir destas hipóteses, o artigo deriva soluções analíticas aproximadas para as regras ótimas de consumo e portfólio como função das variáveis de estado. O principal resultado é que a demanda total por qualquer ativo pode ser decomposta como a soma da demanda míope, equivalente à demanda do investidor de curto prazo, com a demanda por *hedge* intertemporal, típica de um investidor de longo prazo. A importância relativa do segundo componente aumenta com o grau de aversão ao risco do investidor.

Campbell, Viceira e White (2002) em outro artigo que utilizam o arcabouço analítico de Campbell, Chan e Viceira (2002) para estudar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. Usando dados trimestrais das economias norte-americana, alemã, japonesa e britânica, entre 1973 e 2001, o artigo deriva a alocação ótima de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira. Em todo o exercício, os Estados Unidos aparecem como país doméstico ou como país estrangeiro. O artigo examina como a demanda por títulos estrangeiros de curto prazo evolui com o aumento do grau de aversão ao risco do investidor doméstico. É encontrada uma demanda significativamente elevada destes ativos como forma de *hedge* intertemporal.

Este capítulo possui três seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta a solução analítica aproximada do modelo de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002). A seção 3 utiliza esta metodologia para analisar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal no passado recente da economia brasileira. A seção 4 resume as principais conclusões do trabalho.

2 TEORIA DA ALOCAÇÃO ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO

Esta seção faz um breve resumo da literatura teórica sobre alocação estratégica de portfólio e descreve o modelo usado na parte empírica do trabalho.

2.1 Literatura

Markowitz (1952) abordou pioneiramente o problema de alocação de portfólio. Em um modelo simples, no qual um investidor sem renda do trabalho consome toda sua riqueza financeira ao fim de um período, o trabalho investiga o que determina

a alocação de portfólio entre ativos transacionáveis. O modelo restringe bastante as preferências do investidor, de forma que portfólios alternativos são comparados somente com base na esperança e na volatilidade de seus retornos. Como resultado, apenas os dois primeiros momentos da distribuição conjunta dos retornos dos ativos disponíveis importam para a decisão do investidor. A ideia central da teoria de portfólio proposta por Markowitz é que investidores racionais lançam mão da diversificação para produzir uma alocação de portfólio na fronteira eficiente entre o risco e o retorno da riqueza financeira. A ideia da existência de um ativo livre de risco foi mais tarde introduzida em Tobin (1958), o qual mostrou no teorema da separação que todos os investidores manteriam o mesmo portfólio de ativos arriscados, convenientemente denominado portfólio de mercado. A proporção ótima investida neste portfólio dependeria apenas do grau de aversão ao risco de cada investidor.

As previsões destes modelos iniciais foram sistematicamente rejeitadas por estudos empíricos sobre o comportamento individual dos investidores. Em particular, a evidência empírica contraria fortemente o teorema da separação. Investidores carregam portfólios com diferentes composições de ativos arriscados e esta heterogeneidade pode ser explicada por diferenças de idade, ocupação, riqueza e outras variáveis demográficas e socioeconômicas. Além disso, parte substancial da riqueza dos investidores é mantida em ativos não transacionáveis. Este contraste entre as previsões da teoria e a evidência empírica estimulou o desenvolvimento de modelos com hipóteses menos restritivas e mais próximas do contexto no qual os investidores realmente tomam suas decisões de portfólio. Em especial, uma séria limitação dos modelos de Markowitz (1952) e Tobin (1958), pelo menos no que tange ao problema de alocação de portfólio, é que os investidores enxergam apenas um período à frente, ao passo que, na realidade, a maioria dos investidores financia um fluxo de gastos ao longo do tempo. Exemplos de investidores com este horizonte de longo prazo são pessoas físicas, fundos de pensão, entidades de previdência privada e fundações. Foi esta concepção que influenciou Samuelson (1969) e Merton (1969; 1971) a estender o problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos. Desde então, começou-se a entender que a solução do problema de escolha de portfólio pode diferir bastante entre investidores de longo prazo e de curto prazo. Em particular, se os retornos das oportunidades de investimento flutuam ao longo do tempo, investidores de longo prazo buscarão proteger-se contra estes choques, demandando ativos financeiros eficazes como *hedge* intertemporal.

Apesar de preencher a lacuna deixada pelo trabalho de Markowitz, o modelo intertemporal de Merton-Samuelson só possui solução analítica fechada para alguns poucos casos especiais, de forma que sua aplicação prática foi a princípio bastante limitada. Recentemente, esta situação começou a mudar com o aumento da capacidade de processamento dos computadores e o avanço no desenvolvimento de

métodos numéricos, os quais permitiram o tratamento mais satisfatório de alguns casos mais gerais. Além disso, soluções fechadas foram descobertas para outros casos particulares. Uma alternativa bastante conveniente, proposta em Campbell, Chan e Viceira (2002), é a derivação de soluções analíticas aproximadas para o caso geral do modelo de Merton-Samuelson. Estas soluções são particularmente úteis para exercícios de estática comparativa, permitindo entender o efeito de mudanças nos parâmetros do modelo sobre a alocação ótima de portfólio. Este trabalho faz uso deste último procedimento na sua parte empírica.

2.2 Modelo

Esta seção descreve o modelo de alocação estratégica de portfólio para investidores de longo prazo proposto por Campbell, Chan e Viceira (2002). Este modelo supõe um investidor com tempo de vida infinito, avesso ao risco e sem renda do trabalho, que possui preferências recursivas do tipo Epstein-Zin. A dinâmica das oportunidades de investimento é descrita por um processo vetorial autorregressivo (VAR) para as variáveis de estado da economia, as quais incluem o retorno do ativo *benchmark*, os excessos de retorno dos ativos disponíveis e qualquer outra variável com poder de explicação sobre os retornos dos ativos. A partir destas hipóteses, o modelo determina a regra ótima de alocação de portfólio em função das variáveis de estado.

2.2.1 Restrição orçamentária

A título de simplificação, não existe renda do trabalho. Em cada período, o agente consome parte de sua riqueza financeira e investe o restante em um portfólio composto pelos ativos financeiros disponíveis. No próximo período, sua riqueza será o retorno bruto deste portfólio. Logo, a restrição orçamentária em cada período assume a forma

$$W_{t+1} = (W_t - C_t)(1 + R_{t+1}) \quad (1)$$

em que C_t e W_t são o consumo e a riqueza financeira em t , enquanto $R_{p,t+1}$ é o retorno real do portfólio entre t e $t+1$. Existem N ativos financeiros, de forma que $R_{p,t+1}$ é dado por

$$R_{p,t+1} = R_{1,t+1} + \sum_{i=2}^N \alpha_{i,t} (R_{i,t+1} - R_{1,t+1}) \quad (2)$$

em que $\alpha_{i,t}$ é a proporção da riqueza financeira investida no ativo i em t e $R_{i,t+1}$ é o retorno real do ativo i entre t e $t+1$. A variável $R_{1,t+1}$ é o retorno do ativo *benchmark*, o qual é um instrumento de curto prazo com retorno nominal livre de risco, embora seu retorno real possa estar exposto ao risco da inflação. A diferença $R_{i,t+1} - R_{1,t+1}$ é o excesso de retorno do ativo i em relação ao ativo *benchmark*.

2.2.2 Dinâmica das variáveis de estado

As variáveis de estado da economia são agrupadas no vetor z_{t+1} , definido como

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{1,t+1} \\ x_{t+1} \\ s_{t+1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

tal que $r_{1,t+1} \equiv \log\{1+R_{1,t+1}\}$ é o *log* do retorno bruto do ativo *benchmark*, x_{t+1} é o vetor de excessos de retorno dos outros ativos em relação ao ativo *benchmark*, definido como

$$x_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{2,t+1} - r_{1,t+1} \\ r_{3,t+1} - r_{1,t+1} \\ \vdots \\ r_{N,t+1} - r_{1,t+1} \end{bmatrix} \quad (4)$$

em que $r_{i,t+1} \equiv \log\{1+R_{i,t+1}\}$ é o *log* do retorno bruto do ativo $i=2,3,\dots,N$, enquanto s_{t+1} é o vetor que agrupa todas as outras variável de estado com poder de explicação sobre os retornos dos ativos.

A dinâmica do vetor de variáveis de estado z_{t+1} é descrita por um vetor autorregressivo de primeira ordem VAR(1), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \quad (5)$$

em que Φ_0 é o vetor de interceptos, Φ_1 é a matriz de coeficientes e v_{t+1} é o vetor de choques (inovações) nas variáveis de estado. Esta hipótese não é restritiva, uma vez que um processo de ordem superior pode ser reescrito como um VAR de primeira ordem. O vetor de choques v_{t+1} é homocedástico e normalmente distribuído, ou seja,

$$v_{t+1} | z_t \approx N[0, \Sigma_v] \quad (6)$$

Logo, os choques nas variáveis de estado podem ser contemporaneamente correlacionados, embora sejam serialmente independentes e identicamente distribuídos. Nenhuma restrição é imposta sobre a matriz de variância-covariância Σ_v . Segue diretamente das hipóteses (5) e (6) que

$$E_t[z_{t+1}] = \Phi_0 + \Phi_1 z_t \quad (7)$$

$$Var_t[z_{t+1}] = Var_t[v_{t+1}] = \Sigma_v \quad (8)$$

O resultado (7) mostra que a estrutura do VAR impõe uma dependência linear do vetor de prêmios de risco dos ativos $E_t[x_{t+1}]$ em função do vetor de variáveis de estado.⁵ O resultado (8) implica que, pelo menos teoricamente, a hipótese de

5. O vetor $E_t[x_{t+1}]$ reúne os prêmios de risco dos ativos disponíveis em relação ao ativo *benchmark*.

homocedasticidade é restritiva, uma vez que a estrutura de risco dos ativos não pode ser prevista a partir das variáveis de estado. No entanto, trabalhos que relaxam esta hipótese, tais como Campbell (1987) e Glosten, Jagannatahn e Runkle (1993), concluem que o efeito das variáveis de estado sobre o risco dos ativos é de pequena ordem quando comparado com o efeito sobre o retorno esperado.

2.2.3 Problema do investidor

Em cada período t , o investidor precisa tomar duas decisões: quanto consumir de sua riqueza e como alocar a parte restante entre os ativos financeiros disponíveis. Como o tempo de vida do investidor é infinito, ele escolhe um plano de consumo e de alocação de portfólio que maximiza sua utilidade ao longo da vida U_t , sujeito a sua restrição orçamentária intertemporal. É comum na literatura a hipótese de utilidades do período aditivas e separáveis no tempo, ou seja,

$$U_t = U(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots) \equiv E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i u(C_{t+i}) \quad (9)$$

em que δ é o fator de desconto temporal e a utilidade do período $u(C_{t+i})$ é dada pela função potência

$$u(C_{t+i}) \equiv \frac{C_{t+i}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (10)$$

Essa especificação tem uma séria limitação: o parâmetro γ é, ao mesmo tempo, o grau de aversão relativa ao risco e o inverso da elasticidade de substituição intertemporal. O grau de aversão ao risco mede a disposição do investidor em suavizar consumo entre diferentes estados da natureza em um mesmo período de tempo. Logo, este é o parâmetro determinante para a decisão de alocação de portfólio. Por sua vez, o inverso da elasticidade intertemporal de substituição mede a disposição do investidor em suavizar consumo ao longo do tempo. Logo, este é o parâmetro determinante para a decisão de consumo e poupança. Contudo, não existe qualquer argumento teórico ou empírico sustentando uma relação *a priori* entre a relutância do investidor em substituir consumo intertemporalmente e intratemporalmente.

Para contornar este problema, o modelo generaliza as preferências do investidor por meio de uma utilidade ao longo da vida U_t proposta por Epstein e Zin (1989; 1991), definida recursivamente pela expressão

$$U_t = U(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots) \equiv \left\{ (1-\delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta E_t (U_{t+1})^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (11)$$

tal que

$$\theta \equiv \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\psi}} \quad (12)$$

em que δ é o fator de desconto temporal, γ é o grau de aversão ao risco relativo e ψ é a elasticidade de substituição intertemporal. Agora, o modelo não impõe qualquer relação entre os dois últimos parâmetros. Pode-se mostrar que a utilidade (9)-(10) é um caso particular da utilidade (11)-(12) quando $\gamma = (1/\psi)$.

2.2.4 Escolha ótima de portfólio

As regras ótimas de consumo e portfólio satisfazem as condições marginais de maximização do problema citado, descritas pela equação de Euler

$$1 = E_t \left[\left\{ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\frac{1}{\psi}} \right\}^{\theta} \left\{ \frac{1}{1 + R_{p,t+1}} \right\}^{1-\theta} (1 + R_{i,t+1}) \right] \quad (13)$$

para cada ativo $i=1,2,\dots,N$. *Loglinearizando* cada uma das N condições (13) por meio de uma expansão de Taylor de segunda ordem em torno das médias condicionais das variáveis endógenas e, em seguida, manipulando algebricamente estas aproximações, chega-se a duas expressões bastante úteis para a compreensão da solução ótima do investidor, as quais são dadas por

$$E_t [\Delta c_{t+1}] = \psi \ln \delta + \psi E_t [r_{p,t+1}] + \frac{\theta}{2\psi} \text{Var}_t [\Delta c_{t+1} - \psi r_{p,t+1}] \quad (14)$$

$$E_t [r_{i,t+1} - r_{1,t+1}] + \frac{1}{2} \text{Var}_t [r_{i,t+1} - r_{1,t+1}] = \frac{1-\gamma}{\psi-1} \text{Cov}_t [r_{i,t+1} - r_{1,t+1}, c_{t+1} - w_{t+1}] \\ + \gamma \text{Cov}_t [r_{i,t+1} - r_{1,t+1}, r_{p,t+1}] - \text{Cov}_t [r_{i,t+1} - r_{1,t+1}, r_{1,t+1}] \quad (15)$$

em que $r_{i,t+1} \equiv \log\{1 + R_{i,t+1}\}$, $c_t \equiv \log C_t$, $w_t \equiv \log W_t$ e $\Delta c_{t+1} \equiv c_{t+1} - c_t$.

A equação (14) estabelece que o crescimento esperado do consumo entre t e $t+1$ aumenta com o retorno esperado do portfólio ótimo, no qual é alocada a riqueza poupada do investidor. Quanto maior a rentabilidade esperada da poupança, menor o preço relativo do consumo futuro em relação ao consumo presente e, portanto, maior o incentivo para a transferência de recursos do presente para o futuro. No entanto, este incentivo diminui com a maior disposição do investidor em suavizar consumo intertemporalmente, o qual é medido pelo inverso da elasticidade de substituição ψ .

A equação (15) estabelece que, no equilíbrio individual do investidor, o prêmio de risco de cada ativo remunera otimamente a exposição do investidor ao risco embutido neste ativo, a qual é determinada pela covariância do excesso de retorno do ativo com o retorno do portfólio ótimo e com o consumo futuro. No contexto da teoria de apreçamento de ativos (*asset pricing*), este resultado está a meio caminho entre o modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM) e o modelo Consumption

Capital Asset Pricing Model (CCAPM). É importante ter em mente que a presença da covariância do excesso de retorno do ativo com o consumo futuro na condição (15) é típica de um investidor de longo prazo. Para verificar este resultado, cabe primeiro observar que *loglinearização* da restrição orçamentária intertemporal do investidor rende a expressão

$$c_{t+1} - w_{t+1} \equiv \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (r_{p,t+1+j} - \Delta c_{t+1+j}) + \frac{\rho k}{1-\rho} \quad (16)$$

em que ρ e k são constantes que dependem dos parâmetros do modelo. Substituindo a identidade descrita na condição (15), fica evidente que a covariância do retorno do ativo com o consumo futuro reflete ultimamente sua covariância com a série de todos os retornos futuros do portfólio. A conclusão é que, o risco do ativo para o investidor de longo prazo depende da proteção que o ativo oferece contra choques no retorno do portfólio ótimo não apenas no curto prazo como também no longo prazo. Esta é a ideia-chave por trás da função de *hedge* intertemporal de um ativo financeiro, a qual é crucial para a compreensão dos resultados da parte empírica do trabalho.

A partir das condições de otimização (14) e (15) e do processo seguido pelo vetor de variáveis de estado z_{t+1} , dado pelas expressões (5)-(6), Campbell, Chan e Viceira (2002), derivam soluções analíticas aproximadas para as regras de consumo e de portfólio como funções das variáveis de estado, as quais assumem as formas

$$\alpha_t = A_0 + A_1 z_t \quad (17)$$

$$c_t - w_t = b_0 + B_1^\perp z_t + z_t^\perp B_2 z_t \quad (18)$$

em que os elementos das matrizes A_0 , A_1 , b_0 , B_1 e B_2 são derivados numericamente em função dos parâmetros comportamentais δ , γ e ψ da utilidade Epstein-Zin e dos parâmetros Φ_0 , Φ_1 e Σ_v do processo do vetor de variáveis de estado z_{t+1} .

2.3 Caso particular: modelo de reversão à média

No modelo da seção anterior, os coeficientes das regras (17) e (18) precisam ser arduamente derivados por meio de métodos numéricos. Não existem soluções analíticas fechadas para estes coeficientes como função dos parâmetros do modelo. Isto dificulta bastante a interpretação do efeito de mudanças nestes parâmetros sobre as regras ótimas de consumo e de portfólio. No entanto, soluções analíticas fechadas são possíveis quando restrições são impostas sobre o processo, seguido pelo vetor de variáveis de estado, de forma que estes casos particulares mais simples são úteis para o entendimento da intuição por trás da solução dos casos gerais mais complexos. Em especial, o modelo de reversão à média analisado em Campbell e Viceira (1999) é um exemplo de caso particular bastante útil para ilustrar a intuição por trás dos resultados encontrados na parte empírica deste trabalho. Este modelo

examina o comportamento de um investidor sem renda do trabalho e preferências Epstein-Zin que precisa decidir como alocar sua riqueza financeira entre um ativo livre de risco, com retorno real certo R_f , e outro ativo arriscado, cujo retorno R_{t+1} tem distribuição especificada pelas expressões

$$r_{t+1} - r_f + \frac{1}{2} \sigma_u^2 = x_t + u_{t+1} \quad (19)$$

$$x_t \equiv E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{1}{2} \sigma_u^2 = \mu + \varphi(x_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (20)$$

$$\begin{pmatrix} u_{t+1} \\ \eta_{t+1} \end{pmatrix} \overset{IID}{\approx} N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{\eta\mu} \\ \sigma_{\eta\mu} & \sigma_\eta^2 \end{pmatrix} \right] \quad (21)$$

em que $r_f \equiv \log\{1+R_f\}$ e $r_{t+1} \equiv \log\{1+R_{t+1}\}$. A variável x_t é o prêmio de risco do ativo arriscado, ajustado pela desigualdade de Jensen, uma vez que os retornos estão em *log*. O modelo impõe a restrição $|\varphi| < 0$, ou seja, x_t segue um processo autorregressivo estacionário, convergindo no longo prazo para sua média incondicional μ . O parâmetro $\sigma_{\eta\mu} \equiv \text{Cov}_\mu[u_{t+1}, \eta_{t+1}]$ é a covariância entre o choque u_{t+1} no excesso de retorno do ativo arriscado e o choque η_{t+1} no prêmio de risco do ativo arriscado.

O modelo não impõe qualquer restrição sobre os parâmetros μ e $\sigma_{\eta\mu}$. Quando o ativo arriscado é a carteira de mercado de ações, a evidência empírica sugere que $\mu > 0$ e $\sigma_{\eta\mu} < 0$. Estes parâmetros desempenham papéis importantes no efeito da dinâmica dos retornos dos ativos sobre a decisão de portfólio. O papel da média incondicional μ é menos óbvio e sua intuição será mais facilmente compreendida quando for derivada adiante a regra ótima de portfólio. Por sua vez, o papel da covariância $\sigma_{\eta\mu}$ é bastante intuitivo. Em especial, o sinal deste parâmetro é crucial para a determinação do tamanho da volatilidade do retorno acumulado do ativo arriscado sobre horizontes de investimento de longo prazo. Quando $\sigma_{\eta\mu} < 0$, um choque negativo no retorno *ex-post* r_t do ativo arriscado é, na média, contemporaneamente acompanhado por um aumento da expectativa de seu retorno futuro $E_t[r_{t+1}]$. Diz-se, então, que o processo seguido pelo retorno deste ativo apresenta a propriedade de *reversão* à média. A principal consequência desta propriedade é que a volatilidade anualizada do retorno do ativo arriscado diminui à medida que se alonga o horizonte de investimento. O contrário ocorre quando $\sigma_{\eta\mu} > 0$. Neste caso, como r_t e $E_t[r_{t+1}]$ são positivamente correlacionados, diz-se que o processo seguido pelo retorno do ativo arriscado apresenta a propriedade de *aversão* à média, de forma que a volatilidade anualizada de seu retorno declina à medida que se alonga o horizonte de investimento.

Usando dados anuais da economia norte-americana, Campbell, Chan e Viceira (2002), comparam as trajetórias da volatilidade anualizada de uma carteira de ações (S&P 500) e de uma carteira de títulos públicos de curto prazo (*T-Bills*)

em função do horizonte de investimento. A volatilidade de curto prazo da carteira de ações é claramente superior ao da carteira de títulos. No entanto, à medida que o horizonte de investimento alonga-se, a volatilidade da carteira de ações diminui, enquanto a volatilidade da carteira de títulos aumenta até tornar-se o ativo com retorno mais volátil. Por que isto ocorre? A dinâmica do retorno da carteira de ações apresenta a propriedade de reversão à média, enquanto a dinâmica do retorno da carteira de títulos apresenta a propriedade de aversão à média. Para efeito de alocação ótima de portfólio, investidores conservadores de curto prazo devem então concentrar suas aplicações em títulos curtos, enquanto investidores conservadores de longo prazo devem priorizar o investimento no mercado de ações. Aliás, esta é uma conclusão bastante observada nas recomendações de consultores financeiros. Equivalentemente, pode-se dizer que o título curto é o ativo livre de risco no curto prazo, enquanto ações são o ativo livre de risco no longo prazo.

É conveniente enquadrar o modelo de aversão à média no formato geral do modelo da seção anterior. Com base nas expressões (19), (20) e (21), o vetor de variáveis de estado z_{t+1} é dado por

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_{t+1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

o qual segue o processo

$$\begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_t[r_{t+1}] - r_f \\ \mu(1 - \phi) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \phi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ \eta_{t+1} \end{bmatrix} \quad (23)$$

em que a distribuição conjunta dos choques é dada pela expressão (21). Neste caso particular, as regras ótimas (17) e (18) assumem a forma

$$\alpha_t = a_0 + a_1 x_t \quad (24)$$

$$c_t - w_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_t^2 \quad (25)$$

em que

$$a_0 = \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right) \left[\frac{b_1}{1 - \psi} + 2\mu(1 - \phi) \frac{b_2}{1 - \psi} \right] \left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2} \right) \quad (26)$$

$$a_1 = \frac{1}{\gamma\sigma_\mu^2} + \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right) \left[2\phi \frac{b_2}{1 - \psi} \right] \left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2} \right) \quad (27)$$

tal que $b_2/(1 - \psi) > 0$ e $b_1/(1 - \psi) \geq 0 \Leftrightarrow \mu \geq 0$. Substituindo a definição (20) nas regras (24) e (25), segue que a alocação ótima de portfólio é convenientemente decomposta como

$$\alpha_t = \overbrace{\frac{E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{\sigma_\mu^2}{2}}{\gamma \sigma_\mu^2}}^{\text{demanda míope}} + a_0 + \overbrace{\left(1 - \frac{1}{\gamma}\right) \left[2\phi \frac{b_2}{1-\psi} \right] \left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2} \right) \left(E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{\sigma_\mu^2}{2} \right)}^{\text{demanda por hedge intertemporal}} \quad (28)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (28) é o componente míope da demanda pelo ativo arriscado, assim denominado porque é igual à demanda total de um investidor de curto prazo. A demanda míope aumenta com o prêmio de risco e diminui com o grau de aversão ao risco e com a volatilidade do ativo arriscado. Um prêmio de risco x_t positivo (negativo) implica que a demanda míope assume a forma de uma posição comprada (vendida) no ativo arriscado, cujo valor absoluto diminui com o aumento do grau de aversão ao risco.

O segundo termo do lado direito da equação (28) é a demanda por *hedge* intertemporal de Merton-Samuelson. Este é o componente típico da demanda total de um investidor de longo prazo. Para melhor compreendê-lo, analisa-se adiante o seguinte caso particular: o investidor é bastante avesso ao risco ($\gamma > 1$), o processo do retorno do ativo arriscado apresenta a propriedade de reversão à média ($\sigma_{\eta\mu} < 0$) e o prêmio de risco converge no longo prazo para uma média incondicional positiva ($\mu > 0$).⁶ Esta última hipótese implica $b_1/(1-\psi) > 0$ na equação (27), de forma que $a_0 > 0$ na equação (26). Portanto, neste caso particular, a demanda por *hedge* intertemporal aumenta com o prêmio de risco $x_t \equiv E_t[r_{t+1}] - r_f + (1/2)\sigma_\mu^2$ e, além disso, existe um valor $\bar{X}_t < 0$ tal que a demanda por *hedge* intertemporal é positiva se e somente se $x_t > \bar{X}_t$, ou seja, este componente da demanda total é negativo apenas para valores suficientemente negativos de x_t . Porque isto ocorre? A hipótese $\mu > 0$ implica que o prêmio de risco no futuro próximo tende a ser positivo, mesmo que o prêmio corrente x_t seja levemente negativo. Logo, o investidor espera manter, no futuro próximo, uma posição comprada no ativo arriscado. Por sua vez, a hipótese de reversão à média $\sigma_{\eta\mu} < 0$ implica que uma posição comprada no ativo arriscado traz para um investidor avesso ao risco tanto um benefício em termos de redução da volatilidade da riqueza futura como um custo em termo de redução da esperança da riqueza futura. O benefício existe porque, em média, o ativo compensa uma menor expectativa de retorno futuro por meio de um maior retorno corrente, de forma que mais recursos estão disponíveis para investimento exatamente quando a expectativa de retorno deste investimento declina. De forma mais sucinta, o ativo oferece um *hedge* intertemporal contra uma deterioração das oportunidades futuras de investimento, reduzindo assim a volatilidade da riqueza futura. Entretanto, o custo existe porque o ativo oferece retornos correntes menores exatamente quando as oportunidades de investimento são mais atraentes, reduzindo

6. Como observado na subseção 2.3, as hipóteses $\sigma_{\eta\mu} < 0$ e $\mu > 0$ são empiricamente consistentes quando o ativo arriscado é a carteira de mercado de ações.

assim a esperança da riqueza futura. Quando o investidor é muito avesso ao risco, ou seja, $\gamma > 1$, o tamanho do efeito positivo do benefício – a menor volatilidade da riqueza futura – supera o tamanho do efeito negativo do custo – a menor esperança da riqueza futura – sobre sua utilidade ao longo da vida. Isto explica por que, no caso particular mencionado, é ótimo para o investidor manter uma demanda por *hedge* intertemporal positiva sempre que o prêmio de risco x_t é positivo ou não suficientemente negativo.⁷

Ainda neste caso particular, quando o prêmio de risco x_t é positivo, tanto a demanda míope como a demanda por *hedge* intertemporal são positivas. Já com x_t suficientemente negativo, ambos os componentes da demanda total são negativos. No entanto, com x_t apenas ligeiramente negativo, a demanda míope é negativa, enquanto a demanda por *hedge* intertemporal é positiva. Neste caso, o sinal da demanda total é ambíguo e depende do tamanho relativo de seus dois componentes. Cabe observar que a demanda míope aproxima-se de zero à medida que o investidor torna-se mais conservador. Isto implica que para investidores extremamente avessos ao risco, a demanda total converge para a demanda por *hedge* intertemporal.

Existem dois casos em que a demanda por *hedge* intertemporal é sempre nula, ou seja, a demanda total coincide com seu componente míope, o qual é igual à demanda total de um investidor de curto prazo. O primeiro caso é quando $\gamma = 1$. Neste caso, o investidor avesso ao risco avalia igualmente o benefício e o custo da posição comprada no ativo arriscado, conforme explicados anteriormente. O segundo caso ocorre quando as oportunidades de investimento são constantes no tempo, no sentido de que o retorno do ativo arriscado é serialmente independente e identicamente distribuído. Este caso equivale a impor $\varphi = \sigma_{\eta\mu} = 0$ nos processos (19)-(21).

3 APLICAÇÃO EMPÍRICA: MOEDA ESTRANGEIRA COMO *HEDGE* INTERTEMPORAL

A seção anterior apresentou o modelo de Campbell, Chan e Viceira (2002) para alocação estratégica de portfólio. O objetivo desta seção é avaliar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal para os investidores brasileiros de longo prazo. Para tanto, a versão geral do modelo de alocação estratégica de portfólio é aplicada no caso particular de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica (real) e depósitos em uma importante moeda estrangeira (dólar, libra ou iene). Depósitos em moeda doméstica e estrangeira são aplicações em títulos de curto prazo domésticos e estrangeiros respectivamente.

7. Ainda sob as hipóteses $\mu > 0$ e $\sigma_{\eta\mu} < 0$, é ilustrativo verificar o que ocorre quando o investidor é pouco avesso ao risco, ou seja, $\gamma < 1$. Comparando o benefício e o custo da posição comprada no ativo arriscado, pode-se afirmar, neste caso, que o tamanho do efeito negativo do custo – a menor esperança da riqueza futura – supera o tamanho do efeito positivo do benefício – a menor volatilidade da riqueza futura – sobre a utilidade ao longo da vida. Logo, a demanda por *hedge* intertemporal é negativa sempre que o prêmio de risco x_t for positivo ou não suficientemente negativo.

3.1 Vetor de variáveis de estado

A título de simplificação, supõe-se que os depósitos em moeda estrangeira são aplicações em títulos de um único país estrangeiro. Logo, apenas duas classes de ativos estão disponíveis para o investidor: os depósitos em moeda doméstica e os depósitos na moeda estrangeira selecionada. Neste caso particular, o vetor de variáveis de estado z_{t+1} nas equações (5)-(6) pode ser definido como

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} \\ r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1} - r_{t+1} \\ \Delta e_{t+1} \\ e_{t+1} \end{bmatrix}, \quad (29)$$

tal que $r_{t+1} \equiv \log\{1 + R_{t+1}\}$ e $r_{t+1}^* \equiv \log\{1 + R_{t+1}^*\}$, em que R_{t+1} e R_{t+1}^* são as taxas de juros reais de curto prazo entre t e $t+1$ do país doméstico e do país estrangeiro, respectivamente, enquanto e_{t+1} é o \log da taxa de câmbio real em $t+1$, definida como o preço relativo da cesta de produtos estrangeiros em termos da cesta de produtos domésticos. Logo, a variável $\Delta e_{t+1} \equiv e_{t+1} - e_t$ é a taxa de depreciação real da moeda doméstica, enquanto as variáveis r_{t+1} e $r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}$ são, respectivamente, as taxas de retorno real dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira na perspectiva do investidor doméstico.

Como descrito na seção anterior, o modelo supõe que o vetor de variáveis de estado z_{t+1} segue o processo VAR (3) estacionário (5)-(6), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \quad (30)$$

$$v_{t+1} | z_t \approx N[0, \Sigma_v] \quad (31)$$

Por definição, os choques sobre e_t e Δe_{t+1} são a mesma variável aleatória, de forma que a matriz de variância-covariância Σ_v é singular. Logo, o processo (5)-(6) não pode ser estimado diretamente por máxima verossimilhança. Para contornar este problema, estima-se primeiramente o processo VAR(3)

$$w_{t+1} = A_0 + A_1 w_t + u_{t+1} \quad (32)$$

$$u_{t+1} | w_t \approx N[0, \Sigma_u] \quad (33)$$

em que

$$w_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} \\ r_{t+1}^* \\ e_{t+1} \end{bmatrix} \quad (34)$$

e a matriz de variância-covariância Σ_u é não singular. Outra vantagem deste processo é oferecer uma descrição sucinta da dinâmica das variáveis de estado, facilitando assim sua interpretação. Em seguida, como demonstrado no apêndice, os parâmetros do processo (5)-(6) são determinados diretamente como função dos parâmetros do processo (32)-(33) por meio das equações

$$\Phi_0 = \Xi A_0 \quad (35)$$

$$\Phi_1 = (H + \Xi A_1)(\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp (I - \Psi) \quad (36)$$

$$\Sigma_v = \Xi \Sigma_u \Xi^\perp \quad (37)$$

em que as matrizes H , Ξ e Ψ são dadas por

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Xi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Psi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (38)$$

Também foram estimados processos para especificações alternativas do vetor de variáveis de estado z_{t+1} , incluindo outras variáveis como o risco soberano brasileiro, os níveis de atividade e as taxas de inflação das economias brasileira e estrangeira. No entanto, os coeficientes estimados destas variáveis adicionais não se revelaram significativos, produzindo um aumento muito pequeno da capacidade preditiva do VAR. Logo, optou-se pela especificação mais parcimoniosa do vetor de variáveis de estado z_{t+1} na expressão (29), cujo processo autorregressivo, além de fácil interpretação, é o sistema mais simples que permite testar a validade da paridade descoberta dos juros.

3.2 Dados

A parte empírica do trabalho usa dados mensais do Brasil, dos Estados Unidos, do Reino Unido e do Japão para o período compreendido entre janeiro de 1999 e fevereiro de 2008. A flexibilização do câmbio na economia brasileira em janeiro de 1999 é uma quebra estrutural que impede a utilização de séries mais longas. Foram construídas séries históricas para o *log* da taxa de juros real de curto prazo de cada país e para o *log* da taxa de câmbio real entre Brasil-Estados Unidos, Brasil-Reino Unido e Brasil-Japão. A taxa de juros real é o *log* da taxa de juros nominal de 30 dias, menos o *log* da inflação realizada no período. A taxa de câmbio real, definida como o preço relativo da cesta de produtos estrangeiros em termos da cesta de produtos domésticos, é construída como a soma do *log* da taxa de câmbio nominal com o *log* do nível de preços doméstico, menos o *log* do nível de preços estrangeiro.

Para os Estados Unidos, o Reino Unido e o Japão, a taxa de juros nominal – taxa embutida nas notas de curto prazo do Tesouro – e o índice de preços ao consumidor (CPI) foram obtidos da Bloomberg. Para o Brasil, o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) foi obtido da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto a taxa de juros nominal – taxa embutida no contrato de *swap* DI *versus* pré de 30 dias – foi obtida da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). A taxa de câmbio nominal entre Brasil e Estados Unidos foi obtida do Banco Central do Brasil (Bacen), enquanto as taxas de câmbio nominais entre Brasil e Inglaterra e entre Brasil e Japão foram obtidas da Bloomberg.

A tabela 1 apresenta um sumário das principais estatísticas dos dados. As primeiras duas linhas desta tabela reportam à média e o desvio-padrão amostral da taxa anualizada de juros real de cada país, as quais são as estimativas da esperança e da volatilidade incondicionais desta variável. O Brasil é o país com a média mais elevada, igual a 10.332%, seguido pelo Reino Unido, com média igual a 3.038%, menor que um terço da média brasileira. O país com a menor média é o Japão, igual a 0.581%, muito próxima da média americana, igual a 0.623%. Por outro lado, o Brasil possui a taxa de juros real mais volátil, com desvio-padrão igual a 6.174%. No outro extremo, o país com a taxa menos volátil é o Japão, com desvio-padrão igual a 3.366%. A princípio, estes resultados parecem sugerir que o maior retorno esperado dos títulos brasileiros é requerido pelo mercado doméstico como recompensa por sua maior volatilidade. No entanto, tal conclusão é apressada, uma vez que o investidor avalia suas opções de investimento com base nos momentos condicionais de retornos calculados para horizontes de investimento não necessariamente iguais a um mês. É o caso, por exemplo, dos grandes fundos de pensão com obrigações de longuíssimo prazo. Além disso, e mais importante para o objetivo deste trabalho, o risco de um ativo para investidores conservadores de longo prazo está estritamente vinculado a sua capacidade de funcionar como *hedge* intertemporal para mudanças nas oportunidades de investimento ao longo do tempo.

A terceira e quarta linhas da tabela 1 reportam a média e o desvio-padrão amostral da taxa mensal anualizada de depreciação real da moeda brasileira em relação às moedas dos Estados Unidos, do Reino Unido e do Japão. A moeda brasileira depreciou-se consideravelmente em relação a estas moedas estrangeiras ao longo do período amostral. A taxa média de depreciação do real frente ao dólar foi de 2,305%, alcançando em torno de 8% frente à libra e ao iene. Além disso, as taxas de depreciação cambial são bem mais voláteis que as taxas de juros domésticas, cujo desvio-padrão anualizado alcança 62,823% para a relação real-dólar e mais de 70% para as relações real-libra e real-iene. Estes resultados constituem uma clara violação da paridade do poder de compra. Como observado na introdução do trabalho, este fato é uma primeira condição para a eficiência da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal.

A estacionariedade dos dados foi verificada por meio do teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller. O teste rejeitou fortemente – ao nível de significância de 1% – a presença de raiz unitária nas séries das taxas de juros real do Brasil, dos Estados Unidos e do Japão. A única exceção é a taxa de juros real britânica, cuja presença de raiz unitária não pode ser rejeitada nem mesmo a um nível de confiança de 10%. O teste também não rejeitou a presença de raiz unitária na série da taxa de câmbio real entre o Brasil e cada um dos três outros países. Entretanto, para efeito de estimação do VAR, dois argumentos permitem supor que todas as séries são estacionárias: a reconhecida baixa potência do teste de raiz unitária usado no trabalho e a evidência empírica de reversão à média no longo prazo das taxas de câmbio e de juros, a qual não pode ser observada no curto período amostral usado neste trabalho. No caso específico da taxa de juros do Reino Unido, a propriedade de reversão à média é consistente com o regime de política monetária com base em metas de inflação.

A quinta linha da tabela 1 reporta o desvio-padrão da taxa de câmbio real. Como esta variável é um índice, sua média não possui interpretação relevante. A taxa de câmbio Brasil-Reino Unido é a mais volátil, seguida bem de perto pela taxa de câmbio Brasil-Japão e ficando e excedendo o dobro da taxa de câmbio Brasil-Estados Unidos. A volatilidade da taxa de câmbio reflete a volatilidade de sua taxa mensal de variação e a persistência destas variações. Finalmente, as últimas duas linhas da tabela 1 reportam a média e o desvio-padrão amostrais da taxa mensal anualizada de inflação de cada país. A média brasileira é a mais elevada, igual a 7,30%, quase três vezes superior a segunda maior média – a média americana em torno de 2,5% – e muito superior à média japonesa de apenas 0,07%. Por outro lado, o Japão possui a inflação mais volátil, com desvio-padrão de 1,88%, levemente superior à estatística brasileira e duas vezes superior à estatística americana. Este resultado explica em parte a maior volatilidade da taxa de juros real brasileira.

TABELA 1
Sumário das estatísticas¹ – dados mensais (jan. 1999-fev. 2008)

	Brasil	Estados Unidos	Japão	Reino Unido
$E[r_t]$	10,332	0,623	0,581	3,038
$\sigma[r_t]$	6,174	3,576	3,366	4,343
$E[\Delta e_t]$	0	2,304	8,268	8,694
$\sigma[\Delta e_t]$	0	62,823	75,836	73,255
$\sigma[e_t]$	0	0,176	0,352	0,374
$E[\pi_t]$	7,295	2,644	0,07	1,523
$\sigma[\pi_t]$	1,684	0,944	1,883	1,228

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.

Nota: ¹ Momentos das séries com valores anualizados e expressos em porcentagem.

Obs.: r_t : log da taxa de juros real

e_t : log da taxa de câmbio real (preço da moeda estrangeira em reais),

Δe_t : taxa de depreciação real da moeda brasileira,

π_t : taxa de inflação (preços ao consumidor) .

3.3 Estimação dos processos VAR

As tabelas 2, 3 e 4 mostram os resultados da estimação do processo VAR (32)-(33) para os pares de países Brasil-Estados Unidos, Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido, respectivamente. O Brasil é sempre o país doméstico, com taxa de juros real r_t , enquanto r_{t+1}^* é a taxa de juros real do país estrangeiro. A parte superior das tabelas apresenta as estimativas dos coeficientes com as estatísticas t entre parênteses, bem como o R^2 de cada equação de regressão. A parte inferior das tabelas apresenta a matriz de correlações e de desvios-padrões anualizados dos choques sobre as variáveis no processo VAR.⁸ Cabe observar, a princípio, que os resultados relativos aos pares Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido são muito semelhantes, embora sensivelmente piores do que os resultados relativos ao par Brasil-Estados Unidos. Apenas dois coeficientes estimados são estatisticamente significativos nos processos dos pares Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido. Segue adiante uma descrição dos principais resultados da estimação dos processos VAR, ressaltando suas implicações para a decisão de portfólio do investidor de longo prazo.

Um resultado comum aos processos VAR dos três pares de países é que a taxa de juros real brasileira segue um processo autorregressivo estacionário razoavelmente persistente. Esta variável é explicada significativamente apenas por sua própria defasagem: um corte de 1 ponto percentual (p.p.) na taxa corrente reduz em torno de meio p. p. a expectativa da taxa no período seguinte. Os coeficientes estimados das outras variáveis não são significativos ao nível de 10%. Quase 40% da dinâmica da taxa de juros real brasileira é explicada em cada um dos três processos VAR. Estes resultados fazem sentido no contexto do regime de política monetária em vigor no período amostral, cuja principal característica foi perseguir uma meta de inflação por meio de ajustes graduais da taxa de juros básica da economia (*interest rate smoothing*), desvinculando-se portanto de uma âncora cambial ou de algum tipo de acompanhamento direto da taxa de juros norte-americana. Logo, na perspectiva do investidor doméstico brasileiro, o retorno dos depósitos em reais segue um processo com aversão à média, de forma que sua volatilidade anualizada aumenta com o horizonte de investimento.

TABELA 2

Resultados da estimação do VAR – Brasil-Estados Unidos, dados mensais (jan. 1999-fev. 2008)

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r_t^* (t)	e_t (t)	R^2 -
Coefficiente estimados					
r_{t+1}	14,12 (0,903)	0,501* (6,086)	0,164 (1,249)	-0,002 (-0,618)	0,379 -

(Continua)

8. Os elementos da diagonal principal são os desvios-padrão dos choques, enquanto os elementos fora da diagonal principal são as correlações entre os choques.

(Continuação)

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r_t^* (t)	e_t (t)	R^2 -
r_{t+1}^*	26,311** (2,202)	-0,048 (-0,769)	0,266* (2,643)	-0,004** (-2,187)	0,159 -
e_{t+1}	110,098 (0,523)	3,477* (3,140)	-0,847 (-0,479)	0,976* (28,35)	0,919 -
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r_t^*	e_t	
r_t		4,38%	-0,065	-0,405	
r_t^*		-0,065	3,35%	-0,044	
e_t		-0,405	-0,044	58,91%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.

Obs.: 1. Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem;

r_t, r_t^* : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Estados Unidos);

e_t : log da taxa de câmbio real (preço do dólar em real).

2. *, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Por outro lado, as taxas de juros dos países estrangeiros seguem processos bem menos persistentes que a taxa de juros brasileira. No processo VAR do par Brasil-Estados Unidos, a taxa de juros real norte-americana é explicada por sua própria defasagem, com coeficiente positivo – igual a 0.266 – e estatisticamente significativo ao nível de 1%, e também pela taxa de câmbio real, embora, neste caso o coeficiente estimado seja pouco expressivo e significativo apenas ao nível de 5%. A estatística R^2 em torno de 16% mostra que as variáveis do processo VAR explicam relativamente pouco a variação da taxa de juros norte-americana. Resulta, então, que esta variável também segue um processo autorregressivo estacionário, embora com um grau de persistência consideravelmente menor que o da taxa de juros brasileira. Isto, por sua vez, implica que a propriedade de aversão à média é mais acentuada no caso da taxa de juros brasileira.

No processo VAR do par Brasil-Japão, a taxa de juros real japonesa não é significativamente explicada pela defasagem de nenhuma das três variáveis, o que explica a estatística R^2 muito baixa, de apenas 0,006. No processo VAR do par Brasil-Reino Unido, a taxa de juros real britânica é negativamente afetada pela defasagem da taxa de câmbio real, embora este efeito seja significativo apenas ao nível de 10%. Os coeficientes das defasagens da taxa de juros brasileira e britânica são negativos, embora não significativos ao nível de 10%. A estatística R^2 de apenas 0,006 reflete o poder de explicação irrisório das variáveis VAR.

Nos processos VAR dos três pares de países, a taxa de câmbio real segue um processo fortemente persistente. O coeficiente de sua própria defasagem – em torno de 0,970 – é bastante significativo. Cabe observar que as estimativas deste coeficiente são praticamente iguais nos três processos. Mais de 90% da variação

da taxa de câmbio real é explicada em cada um dos três processos VAR. Em particular, a estatística R^2 gira em torno de 0,97, nos casos dos pares Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido. No caso específico do processo VAR do par Brasil-Estados Unidos, a defasagem da taxa de juros real brasileira também exerce um efeito positivo bastante expressivo – com coeficiente igual a 3.477 – e estatisticamente significativo sobre a taxa de câmbio real. Por outro lado, a defasagem da taxa de juros americana afeta negativamente a taxa de câmbio real, embora este efeito não seja estatisticamente significativo ao nível de 10%. Já nos processos VAR dos pares Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido, os coeficientes das defasagens de ambas as taxas de juros brasileira e estrangeira são negativos, embora não significativos ao nível de 10%.

TABELA 3

Resultados da estimação do VAR – Brasil-Japão, dados mensais (jan. 1999-fev. 2008)

Variável dependente	Constante	r_t	r_t^*	e_t	R^2
	(t)	(t)	(t)	(t)	–
Coeficiente estimados					
r_{t+1}	3,953*	0,517*	-0,221	-0,001	0,381
	(3,094)	(6,885)	(-1,641)	(-0,723)	–
r_{t+1}^*	-0,008	0,011	0,050	0,000	0,006
	(-0,009)	(0,198)	(0,484)	(-0,433)	–
e_{t+1}	-15,527	-0,995	-3,145	0,966*	0,969
	(-0,707)	(-0,771)	(-1,358)	(50,993)	–
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r_t^*	e_t	
r_t		4,38%	-0,137	-0,177	
r_t^*		-0,137	3,38%	-0,001	
e_t		-0,177	-0,001	75,16%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.

Obs.: 1. Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem;

 r_t, r_t^* : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Japão); e_t : log da taxa de câmbio real (preço do iene em real).

2. *, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na perspectiva do investidor doméstico brasileiro, estes resultados implicam que o retorno dos depósitos em reais, dado por r_{t+1} , é o único que segue um processo fortemente caracterizado pela propriedade de aversão à média. O retorno dos depósitos em moeda estrangeira, dado por $r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}$, segue um caminho aleatório, como no caso das moedas japonesa e britânica, ou segue um processo bem menos persistente que o da moeda brasileira, como no caso da moeda norte-americana. Por conseguinte, o retorno dos depósitos em reais torna-se progressivamente mais volátil que o retorno dos depósitos em moeda estrangeira

à medida que o horizonte de investimento alonga-se. Para investidores brasileiros de longo prazo conservadores, depósitos em moeda estrangeira são, portanto, o ativo relativamente mais seguro.

A parte inferior das tabelas 2, 3 e 4 mostra as correlações e os desvios-padrão anualizados dos choques sobre as variáveis no processo VAR para os três pares de países. Em todos os casos, o choque na taxa de câmbio real é bem mais volátil que os choques nas taxas de juros brasileira – doméstica – e estrangeira, enquanto o choque na taxa de juros brasileira é levemente mais volátil que o choque na taxa de juros estrangeira. Cabe notar, que as volatilidades da taxas de câmbio real dos pares Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido são praticamente iguais, embora sensivelmente maiores em relação ao par Brasil-Estados Unidos. Outro resultado comum aos três processos é que a taxa de juros brasileira é negativamente correlacionada com a taxa de juros estrangeira e com a taxa de câmbio real. No entanto, esta correlação negativa é mais forte com a taxa de câmbio real no caso do par Brasil-Estados Unidos, enquanto o inverso ocorre no caso do par Brasil-Reino Unido. Outra diferença entre os processos é o sinal da correlação entre os choques na taxa de juros estrangeira e na taxa de câmbio real: positiva no caso do par Brasil-Reino Unido e praticamente nula no caso dos pares Brasil-Estados Unidos e Brasil-Japão.

TABELA 4
Resultados da estimação do VAR – Brasil-Reino Unido, dados mensais (jan. 1999-fev. 2008)

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r_t^* (t)	e_t (t)	R ² –
Coeficiente estimado					
r_{t+1}	6,787 (1,142)	0,527* (6,902)	0,045 (0,419)	0,000 (-0,421)	0,364 –
r_{t+1}^*	12,265** (2,151)	-0,003 (-0,038)	-0,102 (-0,993)	-0,002*** (-1,674)	0,006 –
e_{t+1}	146,896 (1,493)	-0,580 (-0,459)	-2,091 (-1,182)	0,976* (55,884)	0,974 –
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r_t^*	e_t	
r_t		4,44%	-0,372	-0,197	
r_t^*		-0,373	4,26%	0,122	
e_t		-0,197	0,122	73,36%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.

Obs.: 1. Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem;

r_t , r_t^* : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Reino Unido);

e_t : log da taxa de câmbio real (preço da libra em real).

2. *, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados da estimação dos processos VAR para os três pares de países são consistentes com a hipótese da paridade descoberta dos juros, apesar de não ter sido imposta nenhuma restrição sobre os coeficientes do VAR para garantir

sua validade. Segundo esta hipótese, supondo constante a taxa esperada de juros real estrangeira, um aumento na taxa esperada de juros real brasileira é acompanhado por um aumento na taxa esperada de depreciação real da moeda brasileira. Os processos VAR sustentam esta hipótese porque um aumento no valor corrente r_t da taxa de juros real brasileira tem um efeito positivo sobre a expectativa $E_t[r_{t+s}]$ desta taxa para os períodos futuros, ao passo que o choque na taxa de juros real brasileira r_t covaria negativamente com o choque na taxa de câmbio real e_t . Isto implica que, em média, o valor real dos depósitos em moeda estrangeira aumenta simultaneamente com a redução da expectativa do retorno futuro dos títulos brasileiros. Logo, os depósitos em moeda estrangeira são um instrumento eficiente de *hedge* intertemporal para investidores brasileiros de longo prazo, uma vez que oferecem proteção contra uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Este resultado é uma evidência empírica consistente com o argumento de que o viés doméstico nos portfólios compostos por depósitos em moeda – títulos de curto prazo – não é uma estratégia ótima para investidores de longo prazo. A próxima seção demonstra formalmente este resultado por meio da implementação empírica do modelo de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002).

3.4 Alocação estratégica de portfólio

No modelo geral da seção 2.2, a equação (14) estabelece uma regra ótima para a alocação de portfólio como função linear do vetor de variáveis de estado, cujos coeficientes são determinados pelos parâmetros do processo VAR do vetor de variáveis de estado (5)-(6) e pelos parâmetros comportamentais da função Epstein-Zin (11)-(12). Como discutido na seção 3.1, no caso particular deste trabalho, em que o portfólio é composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, os parâmetros do processo (5)-(6) são obtidos indiretamente pela estimação dos parâmetros do processo (32)-(33). Como este processo trata os países de cada par simetricamente, os resultados de sua estimação podem ser usados na derivação do portfólio ótimo quando qualquer um destes é o país doméstico.

A seção anterior apresentou os resultados da estimação do processo VAR (32)-(33) para os pares de países Brasil-Estados Unidos, Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido, os quais são apresentados nas tabelas 2, 3 e 4, respectivamente. Esta seção usa os resultados relativos a cada par na derivação e na interpretação do portfólio ótimo, composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, mantidos por um investidor brasileiro de longo prazo. Logo, para cada um dos três pares de países, a moeda doméstica é o real (moeda brasileira), enquanto a moeda estrangeira é a moeda do país estrangeiro. As alocações ótimas de portfólio relativas aos pares Brasil-Estados Unidos, Brasil-Japão e Brasil-Reino Unido são apresentadas nas tabelas 5, 6 e 7, respectivamente, as quais, portanto, fazem uso dos resultados da estimação dos processos VAR nas tabelas 2, 3

e 4, respectivamente. Coerente com a terminologia usual, esta seção usa com certa frequência a expressão *demanda por moeda doméstica* – estrangeira – para referir-se à demanda por depósitos em moeda doméstica – estrangeira –, as quais constituem posições compradas em títulos de curto prazo domésticos – estrangeiros.

As alocações ótimas são calculadas para valores das variáveis de estado iguais as suas médias incondicionais, os quais são apresentados na tabela 1. Consequentemente, estas alocações devem ser interpretadas como suas médias dentro do período analisado. Os parâmetros comportamentais da função Epstein-Zin são calibrados com os seguintes valores sugeridos em Campbell, Chan e Viceira (2002): $\psi=1$, $\delta=0.92$ e $\rho=0.92$. Neste mesmo artigo, os autores mostram que mudanças nestes parâmetros não alteram significativamente os resultados. Foram calculadas alocações para valores do coeficiente de aversão relativa ao risco iguais a 1, 5, 30 e 2000.⁹

O valor $\gamma=1$ corresponde ao caso do investidor de longo prazo relativamente tolerante a risco – ou relativamente menos conservador. Como observado no modelo de aversão à média da subseção 2.3, a regra (28) para o portfólio ótimo estabelece que, neste caso, a demanda pela moeda estrangeira motivada por *hedge* intertemporal é nula, de forma que a demanda total do investidor de longo prazo por esta moeda coincide com a demanda de um investidor de curto prazo (demanda míope). Por outro lado, o valor $\gamma=2000$ corresponde ao caso de um investidor de longo prazo extremamente conservador. Neste caso, a demanda míope é nula e, portanto, a demanda total coincide com a demanda por *hedge* intertemporal.

A tabela 1 apresenta as médias e os desvios-padrão incondicionais das taxas de juros dos países e das taxas de depreciação real da moeda doméstica em relação às moedas estrangeiras. No entanto, o investidor avalia suas oportunidades de investimento com base nos momentos condicionais dos retornos dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, os quais são determinados pelos processos VAR apresentados nas tabelas 2, 3 e 4. Em particular, a tabela 5 apresenta os momentos condicionais do retorno de curto prazo dos depósitos em ambas as moedas na perspectiva do investidor doméstico, os quais são os parâmetros relevantes para a decisão de portfólio do investidor de curto prazo. Estes momentos são calculados a partir dos processos VAR para valores correntes das variáveis de estado iguais as suas médias incondicionais. Logo, a tabela 5 permite explicar as alocações ótimas de portfólio para investidores de longo prazo tolerantes ao risco ($\gamma=1$) nas tabelas 6, 7 e 8, uma vez que neste caso as decisões de portfólio do investidor doméstico de longo prazo e de curto prazo são coincidentes.

9. No caso do par Brasil-Reino Unido, o valor $\lambda=30$ foi substituído por $\lambda=100$, para melhor ilustrar como o portfólio ótimo varia com o grau de aversão ao risco.

TABELA 5

Momentos condicionais de curto prazo do retorno mensal dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira¹ – Brasil (país doméstico) (real)

	Estados Unidos (dólar)	Japão (iene)	Reino Unido (libra)
$E_t[r_{t+1}]$	10,025	10,005	10,016
$E_t[r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}]$	2,875	8,581	11,665
$\sigma_t[r_{t+1}]$	4,382	4,376	4,442
$\sigma_t[r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}]$	58,864	75,234	73,994
$\text{Corr}_t[r_{t+1}, r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}]$	-0,409	-0,183	-0,216

Nota: ¹ Momentos das séries com valores anualizados e expressos em percentagem.

Obs.: r_{t+1} : log do retorno real dos depósitos em moeda doméstica para investidor doméstico;

$r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}$: log do retorno real dos depósitos em moeda estrangeira p/investidor doméstico.

Quando a moeda estrangeira é o dólar, a primeira coluna da tabela 6 mostra que o investidor brasileiro tolerante ao risco ($\gamma=1$) alavanca uma posição comprada de 1065,16% em reais por meio de uma posição vendida de -965,16% em dólar. Este resultado não é surpreendente quando se observa que a moeda doméstica proporciona, em larga medida, maior retorno esperado e menor volatilidade que a moeda norte-americana. Os depósitos em reais oferecem um prêmio de risco superior a 7% ao ano (a.a.) em face da moeda norte-americana, ao passo que sua volatilidade se situa em um patamar bem inferior ao da volatilidade dos depósitos em dólar. É ótimo então para o investidor brasileiro desfazer-se de qualquer posição comprada em dólar, não obstante a correlação negativa entre os retornos dos depósitos nas duas moedas. Além disso, o tamanho do prêmio de risco negativo da moeda norte-americana recompensa a forte alavancagem do investidor brasileiro na moeda doméstica. Contudo, esta é uma estratégia de alto risco devido à volatilidade elevada da taxa de câmbio real e à correlação negativa entre os retornos dos depósitos nas duas moedas, razão pela qual é implementada apenas por investidores tolerantes ao risco.

TABELA 6

Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico)-Estados Unidos (Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	30	2000
Real	1065,16	331,85	81,06	23,97
Dólar	-965,16	-231,85	18,94	76,03
	100	100	100	100

Elaboração dos autores.

Quando a moeda estrangeira é o iene, a primeira coluna da tabela 7 mostra que é ótimo para o investidor brasileiro, tolerante ao risco ($\gamma=1$), ficar investido em torno de 80% na moeda doméstica. Embora, os depósitos em reais proporcionem maior retorno esperado e menor volatilidade que os depósitos em ienes, a posição comprada na moeda japonesa é explicada pela covariância negativa entre os retornos

dos depósitos nas duas moedas. A redução de volatilidade do portfólio com a diversificação mais que compensa a volatilidade elevada dos depósitos em ienes. Ao contrário do caso em que a moeda estrangeira é o dólar, o prêmio de risco oferecido pela moeda brasileira frente à moeda japonesa – em torno de 1,50% a.a – não é suficiente para encorajar uma posição alavancada em reais. Esta diferença ocorre porque a taxa de depreciação real da moeda brasileira frente ao dólar é bem menor do que frente ao iene.

TABELA 7
Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico)-Japão
(Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	30	2000
Real	79,42	109,29	86,66	70,67
Iene	20,58	-9,29	13,34	29,33
	100	100	100	100

Elaboração dos autores.

Quando a moeda estrangeira é a libra, a primeira coluna da tabela 8 mostra que apenas 15% dos depósitos do investidor brasileiro tolerante ao risco ($\gamma=1$) são mantidos em reais. Ao contrário dos casos anteriores, nos quais a moeda estrangeira é o dólar ou o iene, este investidor manifesta clara preferência por depósitos em libras, não obstante a maior volatilidade dos depósitos nesta moeda. Este fato é explicado por duas razões. Em primeiro lugar, como ocorre com o dólar e o iene, os retornos dos depósitos em reais e em libras são negativamente correlacionados. Em segundo lugar, diferente do que ocorre com o dólar e o iene, os depósitos em libras proporcionam um retorno esperado superior ao dos depósitos em reais, oferecendo um prêmio de risco positivo em torno de 1,50% a.a. Esta diferença ocorre porque a taxa de juros real esperada britânica situa-se em um patamar superior ao das taxas norte-americana e japonesa, ao passo que as taxas de depreciação esperada da moeda brasileira frente à libra e ao iene são muito próximas.

TABELA 8
Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico) – Reino Unido
(Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	100	2000
Real	14,86	74,09	74,14	74,68
Libra	85,14	25,91	25,86	25,32
	100	100	100	100

Elaboração dos autores.

O modelo de aversão, à média da seção 2, mostra que a demanda pela moeda estrangeira motivada por *hedge* intertemporal é nula quando $\gamma=1$, de forma que neste caso a demanda total coincide com a demanda míope. À medida que o grau de aversão ao risco γ aumenta e o investidor torna-se mais conservador, a importância relativa da demanda míope é continuamente reduzida frente à demanda por *hedge* intertemporal. O tamanho – em valor absoluto – da demanda míope declina porque investidores de curto prazo mais conservadores desfazem-se de suas posições – compradas ou vendidas – na moeda estrangeira, migrando em direção ao portfólio de variância mínima. Se a volatilidade da moeda estrangeira é suficientemente elevada, isto significa manter um portfólio inteiramente comprado na moeda doméstica. Por outro lado, a demanda por *hedge* intertemporal aumenta em decorrência de duas propriedades comuns aos processos VAR que foram estimados na seção anterior para os três pares de países. Em primeiro lugar, a taxa de juros real brasileira segue um processo autorregressivo estacionário razoavelmente persistente, enquanto as taxas de juros dos demais países e as taxas de depreciação real da moeda brasileira frente às moedas estrangeiras seguem, em geral, um caminho aleatório. A única exceção fica por conta da taxa de juros norte-americana, a qual também segue um processo autorregressivo, embora bem menos persistente que o da taxa brasileira. Logo, na perspectiva do investidor brasileiro, o retorno dos depósitos em reais segue um processo com aversão à média, ao passo que esta propriedade não é observada, pelo menos de forma tão acentuada, no processo do retorno dos depósitos em moeda estrangeira, dado pela variável $r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}$. Os depósitos em moeda doméstica são, portanto, mais voláteis que os depósitos em moeda estrangeira no longo prazo, de forma que estas últimas são o ativo mais seguro para o investidor de longo prazo.

Em segundo lugar, uma posição comprada na moeda doméstica tem valor como *hedge* intertemporal para um investidor que já carrega um portfólio comprado na moeda doméstica. Na raiz deste resultado está o fato de que a taxa de juros real brasileira r_p , ao mesmo tempo que segue um processo com aversão à média, também covaria negativamente com a taxa de câmbio real e_t . Isto implica que, na média, uma redução do retorno esperado dos depósitos domésticos, dado por $E_t[r_{t+1}]$, é contemporaneamente acompanhado por um aumento do retorno dos depósitos estrangeiros, dado por $r_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}$. Logo, uma posição comprada em moeda estrangeira protege o investidor brasileiro de longo prazo contra uma deterioração das oportunidades futuras de investimento doméstico, reduzindo a volatilidade de sua riqueza futura. Esta propriedade dos dados é consistente com a hipótese de paridade descoberta dos juros no contexto de um regime de metas de inflação em que a autoridade monetária suaviza movimentos na taxa de juros. Mais especificamente, um corte na taxa de juros doméstica corrente r_p , ao sinalizar o início de um afrouxamento gradativo da política monetária, empurra para baixo

a expectativa da taxa de juros futura $E_t[r_{t+1}]$. Isto, por sua vez, incentiva uma saída de moeda estrangeira da economia brasileira, o que produz uma depreciação da moeda brasileira e o consequente aumento do valor real das posições compradas em moeda estrangeira.

A tabela 6 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é o dólar. Este caso ilustra particularmente bem a função da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. A demanda total pela moeda norte-americana aumenta acentuadamente com o grau de aversão ao risco γ . Quando $\gamma=1$, a demanda míope por depósitos em dólar assume a forma de uma posição vendida neste ativo, enquanto a demanda por *hedge* intertemporal é nula. À medida que o investidor torna-se mais conservador, a demanda míope converge assintoticamente para seu limite mínimo, de forma que o aumento da demanda total pela moeda americana somente é possível com um forte aumento da demanda por *hedge* intertemporal. Neste sentido, embora investidores tolerantes ao risco mantenham uma posição vendida em dólar bastante expressiva, em torno de -956% quando $\gamma=1$, o tamanho desta posição cai drasticamente para -231% quando $\gamma=5$. Investidores progressivamente mais conservadores acabam por inverter suas posições e terminam por carregar uma posição comprada em dólar que se aproxima de 20% quando $\gamma=30$ e salta para 76% quando $\gamma=2000$. Logo, é ótimo para investidores extremamente avessos ao risco, para os quais a demanda por dólar é inteiramente motivada por *hedge* intertemporal, alocar três quartos de seus depósitos de curto prazo na moeda norte-americana.

A tabela 7 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é o iene. A proporção investida na moeda japonesa não evolui monotonicamente com o grau de aversão ao risco γ . À medida que este parâmetro cresce de 1 para 5, a redução da demanda míope supera, em valor absoluto, o aumento da demanda por *hedge* intertemporal, de forma que a demanda total declina de uma posição comprada de 20,58% para uma posição vendida de 9,29%. No entanto, o iene vai ganhando valor como *hedge* intertemporal à medida que os investidores tornam-se mais conservadores. Logo, a partir de certo valor para γ , o aumento da demanda por *hedge* intertemporal passa a superar, em valor absoluto, a redução do tamanho da demanda míope, de forma que a demanda total alcança uma posição comprada de 13,34% quando $\gamma=30$. A demanda pela moeda japonesa continua então a seguir uma trajetória ascendente, de forma que um investidor brasileiro muito avesso ao risco mantém em torno de 30% de seus depósitos nesta moeda.

A tabela 8 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é a libra. À medida que o grau de aversão ao risco γ aumenta, o componente míope da demanda total diminui, uma vez que investidores de curto prazo mais conservadores migram em direção aos depósitos em moeda doméstica, os quais

são o ativo menos arriscado no curto prazo. No caso limite com $\gamma=2000$, no qual o investidor é infinitamente avesso ao risco, a demanda míope é praticamente nula. No entanto, mesmo neste caso, a demanda total pela libra é positiva. Isto ocorre porque a demanda por *hedge* intertemporal é sempre positiva quando $\gamma>1$. A proporção da riqueza alocada na moeda britânica estrangeira cai de 85% para 26% quando γ aumenta de 1 para 5. No entanto, a partir deste nível, a alocação ótima nas duas moedas fica praticamente inalterada à medida que o investidor torna-se progressivamente mais conservador.

4 CONCLUSÕES

Este capítulo argumenta que depósitos em moeda estrangeira podem ser atraentes para o investidor brasileiro não apenas por motivos especulativos, mas também como alocação estratégica de longo prazo. Os depósitos em dólares, ienes e libras mostraram-se menos arriscados no longo prazo que os depósitos em reais e, igualmente importante, revelaram-se instrumentos eficazes de *hedge* intertemporal contra uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Usando dados do período entre janeiro de 1999 e fevereiro de 2008, verificou-se que a demanda por *hedge* intertemporal pela moeda estrangeira pode ser surpreendentemente elevada. Considerando, por exemplo, um portfólio composto apenas por depósitos em real e dólar, um investidor brasileiro altamente conservador aloca em torno de três quartos de seus recursos na moeda norte-americana. As conclusões desta aplicação da teoria da demanda por *hedge* intertemporal de Merton-Samuelson no estudo da alocação ótima de um portfólio de moedas contrariam a recomendação usual de que uma exposição ao risco cambial deve ser evitada por investidores conservadores.

As propriedades dos dados que respondem por estes resultados são consistentes, dentro do período amostral analisado, com a hipótese da paridade descoberta dos juros no contexto de um regime de metas de inflação. Na perspectiva do investidor brasileiro, a dinâmica do retorno dos depósitos em reais apresenta forte aversão à média, refletindo o fato de que movimentos correntes na taxa de juros doméstica anunciam o início de uma trajetória futura de ajuste da política monetária. Por outro lado, o retorno dos depósitos em moeda estrangeira segue um caminho aleatório e, além disso, apresenta covariância contemporânea negativa com o retorno dos depósitos em reais. Esta última propriedade se verifica porque um corte na taxa de juros doméstica, ao deslocar para baixo a expectativa do mercado quanto à taxa de juros futura, acarreta uma saída de moeda estrangeira da economia brasileira e a consequente depreciação real de sua moeda.

O trabalho possui várias limitações importantes, de forma que suas conclusões devem ser acolhidas como resultados de uma pesquisa inicial exploratória. Uma primeira limitação é a possibilidade de aplicação em uma única moeda estrangeira, ou seja, o investidor pode alocar sua riqueza apenas em ativos de

curto prazo domésticos e de um único país estrangeiro. Esta restrição foi imposta apenas para facilitar a derivação e a interpretação dos resultados. Uma extensão natural deste trabalho é, portanto, analisar os efeitos da diversificação do portfólio em uma coleção de moedas estrangeiras.

Uma segunda limitação diz respeito ao tamanho curto do período amostral, decorrente das quebras estruturais da economia brasileira. Isto forçou uma redução da frequência dos dados a fim de garantir um número suficiente de observações. Ao invés de dados trimestrais, mais compatíveis com os prazos de realocação de carteira observados para investidores de longo prazo, o trabalho usa dados mensais das variáveis de estado na sua parte empírica. Mesmo assim, uma vez que as séries começam em janeiro de 1999, somente foi possível contar com 98 observações para cada variável. Além disso, o sistema VAR é estimado sem correções para amostras pequenas. Não são levadas em conta perspectivas macroeconômicas para a dinâmica futura da economia que não estejam embutidas na base de dados.

Uma terceira limitação é o pressuposto de que a taxa de câmbio real segue um processo estacionário. Ignora-se, desta forma, a possível existência de choques permanentes na taxa de câmbio real, tais como os choques de produtividade que alteram o preço de equilíbrio de longo prazo entre bens duráveis e bens não duráveis. Esta restrição pode tornar o modelo mal especificado. Neste sentido, cabe lembrar que os resultados dos testes Augmented Dickey-Fuller mostraram indícios da existência de raiz unitária nas séries das taxas de câmbio real.

Uma quarta limitação diz respeito às hipóteses bastante restritivas do modelo teórico. Em particular, supõe-se ausência de renda do trabalho e de restrições de alavancagem dos mercados financeiros, os quais podem afetar consideravelmente os resultados. A existência de renda do trabalho influencia a alocação de portfólio na medida em que o capital humano do investidor, definido como o valor presente de seu fluxo de salários futuros, pode ser interpretado como a dotação implícita de um ativo livre de risco não transacionável por razões associadas ao problema de perigo moral. Neste caso, é ótimo para o investidor aumentar a proporção de sua riqueza financeira investida nos ativos mais arriscados com o objetivo de alcançar a composição ótima de sua riqueza total, a qual é dada pela soma da riqueza financeira com o capital humano. Por sua vez, a existência de restrições de alavancagem impede a venda um ativo para financiar posições descobertas no outro ativo, tal como acontece nos casos das alocações observadas na tabela 6 para $\gamma = 1$ e $\gamma = 5$, quando o investidor brasileiro vende posições em dólar para financiar depósitos em real acima de sua riqueza. Não menos importante, outra restrição do modelo é que, na ausência de estudos relevantes para a economia brasileira, os parâmetros comportamentais – grau aversão ao risco e elasticidade intertemporal de substituição – são calibrados com valores sugeridos em estudos empíricos para outros países.

APÊNDICE A

O vetor de variáveis de estado (29) satisfaz as identidades

$$z_{t+1} = Hw_t + \Xi w_{t+1} \quad (\text{A.1})$$

$$Hw_t = \Psi z_{t+1} \quad (\text{A.2})$$

em que o vetor w_t é definido como na expressão (34), ou seja,

$$w_t \equiv \begin{bmatrix} r_t \\ r_t^* \\ e_t \end{bmatrix} \quad (\text{A.3})$$

enquanto as matrizes H , Ξ e Ψ são definidas como

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Psi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Xi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}. \quad (\text{A.4})$$

Substituindo a equação (A.2) no lado direito da equação (A.1) e reescrevendo a expressão resultante:

$$(I - \Psi)z_{t+1} = \Xi w_{t+1}. \quad (\text{A.5})$$

Como a expressão (A.5) vale para todos os períodos:

$$(I - \Psi)z_t = \Xi w_t. \quad (\text{A.6})$$

Pré-multiplicando ambos os lados da expressão (A.6) pela matriz $(\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp$:

$$(\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp (I - \Psi)z_t = w_t. \quad (\text{A.7})$$

Conforme definido na expressão (A.3), o vetor w_t segue o processo (32)-(33), ou seja,

$$w_{t+1} = A_0 + A_1 w_t + \mu_{t+1} \quad (\text{A.8})$$

$$u_{t+1}|w_t \approx N[0, \Sigma_u].$$

Pré-multiplicando ambos os lados do processo (A.8) por Ξ e somando $H w_t$ a ambos os lados da expressão resultante:

$$Hw_t + \Xi w_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1)w_t + \Xi \mu_{t+1}. \quad (\text{A.9})$$

Substituindo a equação (A.9) no lado direito da equação (A.7):

$$Hw_t + \Xi w_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1) (\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp (I - \Psi) z_t + \Xi \mu_{t+1}. \quad (\text{A.10})$$

Substituindo a equação (A1) no lado esquerdo da expressão (A.10):

$$z_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1) (\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp (I - \Psi) z_t + \Xi \mu_{t+1}. \quad (\text{A.11})$$

O modelo supõe que o vetor z_t segue o processo (5)-(6), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \quad (\text{A.12})$$

$$v_{t+1} | z_t \approx N[0, \Sigma_v].$$

Comparando as equações (A.5) e (A.6):

$$v_{t+1} = \Xi \mu_{t+1} \quad (\text{A.13})$$

$$\Phi_0 = \Xi A_0$$

$$\Phi_1 = (H + \Xi A_1) (\Xi^\perp \Xi)^{-1} \Xi^\perp (I - \Psi).$$

Segue do resultado (A.13) que a matriz de covariância dos choques v_{t+1} é dada por

$$\Sigma_v = Var_t [v_{t+1}] = \Xi \Sigma_u \Xi^\perp. \quad (\text{A.14})$$

REFERÊNCIAS

- CAMPBELL, J. Y. Stock returns and the term structure. **Journal of Financial Economics**, v. 18, p. 373-399, 1987.
- CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M. **Strategic asset allocation**: portfolio choice for long-term investors. Oxford: Oxford University Press, 2002.
- _____. Consumption and portfolio decisions when expected returns are time varying. **Quartely Journal of Economics**, v. 114, p. 433-495, 1999.
- CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M.; WHITE, J. S. **Foreign currency for long-term investors**. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 2002. (Working Paper, n. 9075).
- CAMPBELL, J. Y.; CHAN, Y. L.; VICEIRA, L. M. A Multivariate model of strategic asset allocation. **Journal of Financial Economics**, v. 67, n. 1, p. 41-80, 2002.
- EPSTEIN, L.; ZIN, S. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. **Econometrica**, v. 57, p. 937-969, 1989.
- _____. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical investigation. **Journal of Political Economy**, v. 99, p. 263-286, 1991.
- GLOSTEN, L. R.; JAGANNATAHN, R.; RUNKLE, D. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1779-1801, 1993.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v. 7, p. 77-91, 1952.
- MERTON, R. C. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 247-257, 1969.
- MERTON, R. C. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. **Journal of Economic Theory**, v. 3, p. 373-413, 1971.
- SAMUELSON, P. Lifetime portfolio selection by dynamic stochastic programming. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 239-246, 1969.
- TOBIN, J. Liquidity preferences as behavior towards risk. **Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1958.

EFICIÊNCIA ALOCATIVA DA POLÍTICA DE INVESTIMENTOS DO REGIME PRÓPRIO DE PREVIDÊNCIA SOCIAL DOS ENTES FEDERATIVOS BRASILEIROS¹

Marcos Antonio Coutinho da Silveira²

1 INTRODUÇÃO

Os fundos previdenciários estão atualmente entre os mais importantes investidores institucionais atuantes nos mercados financeiros. Este fato decorre não apenas de sua capacidade singular de mobilizar recursos para vultosos projetos de investimento, como também do papel complementar cada vez mais proeminente que desempenham no financiamento do sistema previdenciário. O estresse político que acompanha a correção de frequentes *deficit* previdenciários tem forçado os governos a estimular a expansão da indústria de fundos previdenciários como solução permanente para esta grave fonte de instabilidade sobre as contas públicas.

No que tange ao risco de cobertura dos benefícios, uma importante distinção entre os fundos previdenciários diz respeito ao tipo de plano de benefício financiado com seus recursos. Neste sentido, os planos podem ser de contribuição definida ou de benefício definido. Nos planos de contribuição definida, o valor de aposentadorias e pensões não é predeterminado, sendo função da reserva acumulada até o momento da sua concessão. Empregados e eventuais patrocinadores vertem contribuições periódicas para a constituição de um fundo, as quais são contabilizadas individualmente e aplicadas nos mercados financeiros. Neste caso, o valor do benefício é incerto, dependendo da soma das contribuições e da rentabilidade dos investimentos. O risco, neste caso, recai inteiramente sobre os beneficiários do plano previdenciário.

Nos planos de benefício definido, o valor de aposentadorias e pensões é predeterminado contratualmente como função do tempo de contribuição e da evolução salarial do beneficiário. Neste caso, a entidade patrocinadora do plano assume a responsabilidade última pela cobertura dos benefícios, aportando inclusive recursos próprios quando as contribuições previdenciárias são insuficientes. Um plano de benefício definido pode ser financiado por meio do regime de repartição simples ou do regime de capitalização. No primeiro caso, as aposentadorias dos servidores inativos –

1. Este estudo foi publicado em agosto de 2013, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1862.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

bem como as pensões de seus dependentes – são custeadas com as contribuições correntes dos servidores ativos. Cada geração financia os benefícios da geração anterior. No segundo caso, os beneficiários do plano custeiam, provavelmente com o ente patrocinador, seus benefícios futuros por intermédio da acumulação de reservas em um fundo constituído por contribuições periódicas ao longo da vida laboral. Por sua vez, os planos de contribuição definida são, pela sua natureza, sempre financiados por meio do regime de capitalização por intermédio da constituição de um fundo previdenciário.

A reforma do sistema previdenciário brasileiro na Constituição Federal de 1988 (CF/88) contempla um papel destacado para os fundos previdenciários. Este sistema se apoia em dois pilares: a previdência social básica, oferecida pelo poder público, e a previdência privada, de caráter complementar. Por sua vez, a previdência oficial abrange dois regimes distintos: o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), aplicável a todos os trabalhadores do setor privado, e o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), instituído para os servidores públicos efetivos. A Previdência Privada é aplicável aos empregados do setor privado e do setor público e sua função é complementar os dois sistemas previdenciários anteriores. Nesta estrutura, é assegurado, então, aos entes federativos (União, estados, municípios e Distrito Federal) – bem como a suas autarquias e fundações – o direito de instituir o Regime Próprio de Previdência Social para administrar e financiar as aposentadorias e as pensões da totalidade de seus servidores públicos e dependentes. Caso este direito não seja exercido por um ente federativo, seus servidores permanecem automaticamente atrelados ao RGPS. Somente servidores titulares de cargo efetivo podem participar do RPPS, e a filiação é obrigatória.

O RGPS está organizado na forma de um plano de benefício definido financiado por meio do regime de repartição simples, de forma que não há constituição de um fundo previdenciário. A previdência complementar, ao contrário, está organizada na forma de planos de contribuição definida (planos abertos ou fechados) ou de benefício definido financiado pelo regime de capitalização (planos fechados). No que tange ao RPPS, a legislação previdenciária determina que esteja organizado na forma de um plano de benefício definido, e é critério do ente federativo patrocinador a escolha do regime de financiamento, seja por repartição simples ou capitalização. Entre os entes federativos que optaram por um regime próprio de previdência, é significativo que boa parte tenha adotado o regime de repartição para servidores antigos e o regime de capitalização para servidores novos. Logo, como ocorre no resto do mundo, os fundos previdenciários exercem no Brasil um papel cada vez mais relevante no sistema de previdência privado e no sistema oficial direcionado aos funcionários públicos.

Embora preservando os planos previdenciários do RPPS como tipo benefício definido, a lei introduz uma importante inovação no seu regime de financiamento ao permitir que o ente federativo patrocinador adote o regime

de capitalização no lugar do já existente regime de repartição simples. A razão manifesta para este avanço institucional é dotar o Ente Federativo patrocinador de instrumentos mais eficazes para garantir os equilíbrios financeiro e atuarial de seu sistema previdenciário. O equilíbrio financeiro representa a garantia de equivalência entre as receitas auferidas e as obrigações do RPPS em cada exercício financeiro, sendo alcançado quando o montante arrecadado dos participantes do sistema previdenciário é suficiente para custear os benefícios por este assegurados. Por sua vez, o equilíbrio atuarial representa a garantia de equivalência entre o valor presente do fluxo de receitas estimadas e o valor presente do fluxo de benefícios projetados no longo prazo. Para tanto, as alíquotas de contribuição são fixadas a partir de cálculo atuarial que leve em conta a expectativa de vida dos segurados, o valor e o tempo de duração dos benefícios e o período de contribuição dos participantes.

A princípio, nada impede que o equilíbrio financeiro e atuarial seja alcançado no regime de repartição simples por meio de cálculo atuarial rigoroso. No entanto, neste regime de financiamento, as receitas e as despesas previdenciárias misturam-se a outras rubricas no orçamento público. Isto não só poderia inviabilizar estimação mais precisa do peso futuro do sistema previdenciário sobre as contas públicas, como também poderia dificultar o controle do fluxo de gastos, de forma que recursos previdenciários possam ser desviados para outros fins. Ao contrário, no regime de capitalização, um fundo previdenciário específico, com orçamento próprio e distinto, é constituído pela integração de recursos provenientes de contribuições, rendimentos e ativos aportados pelo ente patrocinador. A lei é bastante explícita no que tange à destinação destes recursos para fins exclusivamente previdenciários, incorrendo os gestores do plano em penalidades pelo seu descumprimento. Outra desvantagem do sistema de repartição simples é que mudanças ao longo do tempo no tamanho e na composição do quadro de servidores públicos – bem como na sua evolução salarial – podem resultar em graves e frequentes rombos orçamentários, cujo peso recai sobre os atuais servidores e contribuintes. Neste aspecto, o regime de capitalização é tecnicamente mais fácil de administrar e politicamente menos conflitivo. Uma vez que, neste regime de financiamento, os servidores de uma geração custeiam seus benefícios futuros, as alíquotas de contribuição precisam ser revisadas no início de cada exercício, a fim de garantir o equilíbrio financeiro e atuarial do plano.

Entretanto, é precipitado concluir que o regime de capitalização torne o orçamento do ente patrocinador inteiramente imune a choques de origem previdenciária. Por um lado, a legislação estabelece que o RPPS tem caráter contributivo e solidário, de forma que o fundo previdenciário é formado por contribuições dos participantes (servidores ativos), beneficiários (aposentados e pensionistas) e

dos entes federativos patrocinadores. A legislação também determina que o ente patrocinador aporte recursos para o fundo previdenciário quando as reservas existentes não são suficientes para pagar os benefícios correntes. Por outro lado, por mais preciso que seja o cálculo atuarial do plano de custeio, erros de previsão podem requerer revisão das alíquotas de contribuição. Neste contexto, a provável e forte resistência política a aumentos da alíquota de contribuição dos servidores pode transferir para o ente patrocinador o risco de cobertura do *deficit* previdenciário. Além disso, a criação de um fundo previdenciário pode implicar enorme risco para os servidores participantes, que poderão arcar com todo o ônus de sua capitalização no caso de um *deficit* previdenciário. Isto porque as contribuições previdenciárias são consideradas despesas de pessoal no que tange aos limites de gastos da Lei de Responsabilidade Fiscal. A maioria dos entes federativos já se encontra no limite destes gastos, e mesmo os que têm alguma folga reduzirão drasticamente a capacidade remuneratória dos servidores caso optem por capitalizar os fundos.

Pela sua importância e dimensão na economia brasileira, este capítulo se ocupa dos fundos previdenciários constituídos no RPPS, os quais financiam planos de benefício definido financiados por meio do regime de capitalização. Como descrito anteriormente, o funcionamento deste tipo de plano é bastante simples, a despeito das inúmeras variantes entre diferentes países e indústrias. Empregados e patrocinadores efetuam contribuições periódicas para um fundo cujo patrimônio é alocado entre as diferentes classes de ativos reais e financeiros disponíveis no mercado. Logo, o patrimônio do fundo é resultado destas contribuições e dos rendimentos auferidos com seu investimento. As obrigações do plano (aposentadorias e pensões) são, então, financiadas com recursos provenientes do patrimônio de seu fundo. Qualquer desequilíbrio financeiro ou atuarial do fundo é corrigido por intermédio de aumento das alíquotas de contribuição ou do aporte de recursos do ente patrocinador, de forma que os beneficiários do plano também estão expostos a boa parte do risco de cobertura das obrigações do plano.

A legislação previdenciária brasileira disciplina de forma bastante rígida os benefícios concedidos pelos entes federativos que optam por um regime próprio de previdência. No caso dos planos financiados pelo regime de capitalização, esta limitação implica que sobram apenas duas importantes decisões que precisam ser tomadas pelos gestores do plano: a política de investimentos de seu fundo previdenciário (a alocação de portfólio entre os ativos disponíveis) e o esquema de custeio do plano (as alíquotas de contribuição para empregados e patrocinadores). No contexto de um plano de benefício definido, estas duas decisões são fortemente interdependentes. Por um lado, devido ao horizonte de longo prazo da política de investimento, um pequeno aumento do retorno realizado do portfólio do fundo pode resultar em considerável elevação de seu patrimônio após vinte ou trinta anos,

o que permitiria uma redução das alíquotas de contribuição. Por outro lado, uma exposição exagerada ao risco do mercado poderia impor severas perdas ao patrimônio do fundo, exigindo um aumento das alíquotas de contribuição a fim de assegurar os equilíbrios financeiro e atuarial.

Como as obrigações de um plano do tipo benefício definido são contratualmente determinadas, é comum na literatura a hipótese de que o objetivo primordial de seu gestor é a minimização da volatilidade do patrimônio do fundo, de forma a reduzir o risco de não cumprimento das obrigações correntes e futuras do plano. Como resultado, não somente as alíquotas de contribuição devem ser fixadas para assegurar a equivalência em valor presente dos fluxos de receitas e obrigações futuras, como também o patrimônio do fundo deve estar investido inteiramente alocado em ativos livre de risco. No entanto, é fácil perceber que esta política não é ótima do ponto de vista dos beneficiários do plano (os futuros aposentados e pensionistas). Quanto menor o grau de aversão ao risco dos beneficiários, maior o incentivo para realocação de portfólio na direção de ativos relativamente mais arriscados que ofereçam maior retorno esperado. Isto porque, embora os benefícios do plano sejam fixos, um maior rendimento do fundo permite redução das alíquotas de contribuição e consequente aumento do fluxo de consumo. Dessa forma, a minimização da volatilidade do fundo como estratégia ótima dos gestores é uma hipótese razoável e realista somente quando existe uma total separação de interesses entre gestores e beneficiários, o que não é o caso diante da forte participação dos representantes dos beneficiários nos diversos comitês de gerência dos planos de pensão.

Nesse sentido, outro ponto a destacar é que dificilmente existe disponível no mercado um ativo que seja inteiramente livre de risco. Títulos públicos pré-fixados nominalmente estão sujeitos ao risco inflacionário. Até mesmo os títulos indexados à inflação são arriscados se o calendário de pagamento dos benefícios não coincide exatamente com a maturidade dos papéis disponibilizados no mercado. Neste aspecto, cabe ainda lembrar que a literatura empírica apresenta evidências de que a classificação de risco dos ativos tende a se inverter à medida que o horizonte de investimento se expande. Embora títulos públicos de curto prazo sejam considerados ativos muito seguros no curto prazo, a estratégia de reinvestimento nestes ativos em horizonte de longo prazo pode ser bastante arriscada. Por sua vez, consultores financeiros costumam recomendar ações e títulos públicos de longo prazo como boa opção de investimento de longo prazo inclusive para investidores avessos ao risco. Segue deste raciocínio que os ativos livres de risco para investidores com horizontes de curto e longo prazos são bastante diferentes. Para um investidor de longo prazo, o ativo livre de risco seria uma perpetuidade indexada à inflação – ou seja, um título que paga periodicamente, e eternamente, um cupom de valor real constante. Porém, raros são os governos e as empresas que emitem um título exatamente com este fluxo de pagamentos. O exemplo mais próximo no mercado

brasileiro seriam as notas do Tesouro Nacional (NTNs) com pagamento de cupom e indexadas ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA – NTN-B) e ao Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M – NTN-C), mais precisamente aquelas de maturidade mais longa. Na ausência de ativos livres de risco no longo prazo, uma posição em ativos arriscados no curto prazo – tais como ações e títulos longos –, ao funcionar como *hedge* intertemporal, poderia ser ótima até mesmo para investidores de longo prazo infinitamente avessos ao risco. Isto acontece, por exemplo, quando o retorno corrente do ativo arriscado covaria negativamente com o retorno esperado das oportunidades futuras de investimento na economia.

Uma vez que os fundos previdenciários são exemplos notórios de investidores de longo prazo, o que se conclui da discussão anterior é que uma política de investimento que tenha por objetivo limitar a exposição destes fundos ao risco de mercado não pode se basear nos mesmos critérios de avaliação de risco aplicados aos ativos de curto prazo. De forma mais geral, a fixação de parâmetros corretos e precisos para a política de investimento é crucial para o objetivo de maximização do bem-estar dos beneficiários dos fundos previdenciários. A eficiência desta política não é tarefa simples, exigindo dos gestores do fundo profundo conhecimento dos mercados financeiros. Ciente da importância e da complexidade da política de investimentos, a legislação previdenciária brasileira permite que os fundos previdenciários estejam investidos em um leque amplo de ativos financeiros. No entanto, esta legislação impõe limites bastante estreitos para o investimento em certas classes de ativos, por considerá-los como elevados riscos de mercado ou de crédito. A pergunta que naturalmente surge é se tais limites impedem alocação de portfólio mais eficiente dos fundos previdenciários. Estes limites são fixados com base na exposição ao risco de mercado no longo prazo? Levam em conta a capacidade potencial de cada classe de ativos financeiros de funcionar como *hedge* intertemporal para investidores de longo prazo? Uma resposta adequada a estas perguntas somente é possível no contexto de um modelo que especifique, de forma mais realista possível, as preferências dos beneficiários dos fundos previdenciários e a distribuição conjunta dos retornos dos ativos disponíveis. Este modelo permitiria avaliar o potencial de cada ativo como *hedge* intertemporal e, portanto, o valor que esta propriedade do ativo agrega para os beneficiários dos fundos. O objetivo deste trabalho avança exatamente nesta direção. Para tanto, um modelo de alocação de portfólio para investidores de longo prazo é adaptado para o caso de plano de pensão do tipo benefício definido financiado por intermédio do regime de capitalização. O modelo é então usado para avaliar a eficiência de diferentes classes de ativos como *hedge* intertemporal para os fundos previdenciários constituídos no RPPS do sistema previdenciário brasileiro.

Este capítulo consiste em sete seções, incluindo-se esta introdução. A segunda seção descreve um modelo de alocação intertemporal de portfólio para um fundo de pensão do tipo benefício definido. A terceira seção analisa a adequação deste modelo

para os fundos previdenciários instituídos no RPPS. A quarta seção discute a regulamentação da política de investimentos dos fundos previdenciários. A quinta seção apresenta a evolução recente da política de investimentos dos fundos previdenciários. A sexta seção apresenta os resultados. A sétima seção conclui o estudo.

2 MODELO

Esta seção desenvolve uma adaptação do modelo de alocação estratégica de portfólio proposto em Campbell, Chan e Viceira (2002) para o caso de um típico plano previdenciário do tipo benefício definido financiado pelo regime de capitalização. Este modelo supõe um investidor de longo prazo com tempo de vida infinito, avesso ao risco e sem renda do trabalho, que possui preferências recursivas do tipo Epstein-Zin. Supondo-se lognormalidade dos retornos dos ativos financeiros, o investidor precisa escolher o plano de consumo e alocação de portfólio que maximiza sua utilidade intertemporal.

2.1 Restrição orçamentária

Em cada período, o patrimônio do plano previdenciário é acrescido das contribuições correntes e reduzido pelo pagamento dos benefícios correntes. O saldo restante é, então, alocado em portfólio composto pelos ativos financeiros disponíveis no mercado. No próximo período, o valor do patrimônio do plano será o retorno bruto deste portfólio. Logo, a restrição orçamentária do plano em cada período assume a forma:

$$W_{t+1} = (1 + R_{p,t+1})(W_t - C_t) \quad (1)$$

onde W_t é o patrimônio do plano no período t e $R_{p,t+1}$ é o retorno real do portfólio de ativos do plano entre t e $t+1$, enquanto C_t é o *deficit* financeiro do plano no período t , dado pela diferença entre o pagamento médio dos benefícios B_t e o recebimento médio das contribuições G_t – ou seja: $C_t = B_t - G_t$.

Existem N ativos financeiros, de forma que $R_{p,t+1}$ é dado por:

$$R_{p,t+1} = R_{f,t+1} + \sum_{j=1}^N \alpha_{j,t} (R_{j,t+1} - R_{f,t+1}) \quad (2)$$

onde $\alpha_{j,t}$ é a proporção do patrimônio do plano investido no ativo j em t e $R_{j,t+1}$ é o retorno real do ativo j entre t e $t+1$. A variável $R_{f,t+1}$ é o retorno do ativo *benchmark*, o qual é um instrumento de curto prazo com retorno nominal livre de risco, embora seu retorno real possa estar exposto ao risco da inflação. A diferença $R_{j,t+1} - R_{f,t+1}$ é o excesso de retorno do ativo j em relação ao ativo *benchmark*.

Supondo-se mercados racionais e que os gestores do plano previdenciário objetivam maximizar o bem-estar dos seus beneficiários, reduzindo ao máximo

suas alíquotas de contribuição, o plano também precisa satisfazer restrição orçamentária intertemporal que, além de eliminar a possibilidade de esquemas de Ponzi, satisfaz a condição de que o fluxo de contribuições seja apenas o suficiente para cobrir o fluxo de benefícios. Isto significa que a soma do patrimônio corrente do fundo com o valor presente esperado das contribuições futuras precisa igualar o valor presente esperado dos benefícios futuros. Esta restrição intertemporal nada mais é que a condição de equilíbrio atuarial determinada pela legislação previdenciária. Como será observado a seguir, a loglinearização desta restrição é necessária para a produção de soluções analíticas fechadas para a alocação ótima de portfólio. Os principais passos deste procedimento são apresentados a seguir, com as letras minúsculas referindo-se às variáveis em log. Inicialmente, loglinearizando a equação (1), segue que:

$$\Delta w_{t+1} \equiv w_{t+1} - w_t = r_{p,t+1} + \ln\{1 - \exp\{c_t - w_t\}\} \quad (1.1)$$

onde $r_{p,t+1} \equiv \log\{1 + R_{p,t+1}\}$. Em seguida, a expansão de Taylor de primeira ordem da equação anterior em torno da média incondicional rende a expressão

$$\Delta w_{t+1} = k + r_{p,t+1} + \left(1 - \frac{1}{\rho}\right)(c_t - w_t) \quad (3)$$

Substituindo-se a equação (3) na identidade

$$\Delta w_{t+1} = \Delta c_{t+1} + (c_t - w_t) - (c_{t+1} - w_{t+1}) \quad (3.1)$$

obtem-se uma equação de diferença em $c_t - w_t$, dada por

$$c_t - w_t = \rho k + \rho r_{p,t+1} - \rho \Delta c_{t+1} + \rho(c_{t+1} - w_{t+1}) \quad (3.2)$$

onde $\Delta c_{t+1} \equiv c_{t+1} - c_t$ e $0 < \rho < 1$ dependem dos parâmetros do modelo. Inteirando-se esta equação para frente T vezes, segue que

$$c_t - w_t = \rho k \sum_{k=0}^T \rho^k + \sum_{k=1}^{T+1} \rho^k (r_{p,t+k} - \Delta c_{t+k}) + \rho^{T+1} (c_{t+T+1} - w_{t+T+1}). \quad (4)$$

Tendo-se T para infinito e impondo-se a condição de transversalidade

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \rho^{T+1} (c_{t+T+1} - w_{t+T+1}) = 0 \text{ obtém-se finalmente a expressão}$$

$$c_t - w_t = E_t \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k (r_{p,t+k} - \Delta c_{t+k}) \right] + \frac{\rho k}{1-\rho}. \quad (5)$$

O operador expectativa aparece na expressão anterior porque a restrição orçamentária é uma identidade contábil. Esta restrição intertemporal revela que o *deficit* financeiro corrente do fundo, como proporção de seu patrimônio, depende da expectativa corrente quanto às trajetórias futuras do retorno do portfólio do plano e da taxa de crescimento do *deficit* financeiro. Um maior retorno esperado do portfólio em

qualquer período futuro permite reduzir a alíquota de contribuição corrente, uma vez que o *deficit* financeiro adicional pode ser coberto com a maior rentabilidade futura do fundo. Por sua vez, um aumento do *deficit* financeiro em qualquer momento futuro – mantida a rentabilidade das aplicações do fundo – obriga a uma redução do *deficit* financeiro corrente para garantir o equilíbrio atuarial.

Conforme a legislação previdenciária, a política de investimentos e financiamento do fundo precisa garantir seus equilíbrios financeiro e atuarial. O equilíbrio financeiro é alcançado com a condição

$$W_t + G_t > B_t \quad (6)$$

para todo período t . Isto significa que o volume total de recursos correntes do fundo, dado pela soma de seu patrimônio corrente com as contribuições correntes, precisa ser suficiente para cobrir o volume total de suas obrigações correntes. Por sua vez, o equilíbrio atuarial é alcançado com a satisfação da restrição orçamentária intertemporal na equação (5). Isto significa que o ativo atuarial (a soma do patrimônio corrente com o valor presente do fluxo de contribuições futuras) precisa igualar o passivo atuarial (o valor presente do fluxo de obrigações futuras). Cabe observar que as duas condições de equilíbrio não são equivalentes. Por um lado, o equilíbrio atuarial claramente não implica o financeiro em todo o período t . Por outro lado, embora o equilíbrio financeiro do fundo em todo período implique ativo atuarial superior ao passivo atuarial, esta condição não é suficiente para o equilíbrio atuarial. Isto porque um gestor que maximiza o bem-estar dos seus participantes tem o objetivo de reduzir ao máximo as alíquotas de contribuição, até o nível em que o ativo e o passivo atuariais são iguais.

2.2 Problema do investidor

Em um plano de benefício definido, o gestor do fundo toma como dado o fluxo de benefícios futuros, o qual é estabelecido exogenamente na legislação previdenciária. Cabe então ao gestor estabelecer a política de financiamento e investimento do fundo. Isto significa que o gestor precisa tomar duas decisões: o plano de contribuições devido aos participantes do fundo e o plano de alocações de portfólio do fundo. Supõe-se que o gestor toma suas decisões com o objetivo de maximizar o bem-estar do participante médio, respeitando-se o equilíbrio atuarial do fundo, dado pela restrição orçamentária intertemporal (5), e o equilíbrio financeiro do fundo, dado pela restrição (6).

Como as contribuições dos participantes do fundo reduzem sua renda disponível para o consumo, o bem-estar dos participantes em dado período é tanto maior quanto menor forem suas contribuições neste período. Logo, quanto maior o *deficit* financeiro em dado período, mantido constante o valor dos benefícios, maior o bem-estar dos

participantes neste período. Dessa forma, supondo-se que o valor dos benefícios concedidos ao participante médio do fundo permanece constante ao longo tempo, escolher o plano ótimo de contribuições equivale a escolher o plano ótimo de *deficit* financeiros. Isto implica que o bem-estar do participante médio do fundo pode ser expresso por intermédio de função de utilidade intertemporal do tipo

$$U_t = U_t(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots) = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k U(C_{t+k}) \quad (7)$$

onde δ é o fator de desconto temporal e a utilidade do período $u(C_{t+k})$ é dada pela função potência

$$U(C_{t+k}) = \frac{C_{t+k}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (8)$$

onde C_{t+k} é o *deficit* financeiro do fundo no período $t+k$, dado pela diferença entre o pagamento médio dos benefícios B_{t+k} e o recebimento médio das contribuições G_{t+k} , ou seja,

$$U(C_{t+k}) = \frac{C_{t+k}^{1-\gamma}}{1-\gamma}.$$

A especificação da utilidade intertemporal na equação (7) tem uma séria limitação: o parâmetro γ é, ao mesmo tempo, o grau de aversão relativa ao risco e o inverso da elasticidade de substituição intertemporal. O grau de aversão ao risco mede a disposição do investidor em suavizar consumo entre diferentes estados da natureza em um mesmo período de tempo. Logo, este é o parâmetro determinante para a decisão de alocação de portfólio. Por sua vez, o inverso da elasticidade intertemporal de substituição mede a disposição do investidor em suavizar o consumo ao longo do tempo. Por conseguinte, este é o parâmetro determinante para a decisão de consumo e poupança. Contudo, não existe qualquer argumento teórico ou empírico sustentando uma relação *a priori* entre a relutância do investidor em substituir o consumo intertemporalmente e intratemporalmente. Para contornar este problema, o modelo generaliza as preferências do investidor por meio de uma função utilidade ao longo da vida U_t do tipo Epstein-Zin, a qual é definida recursivamente pela expressão

$$U_t = U_t(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots) = \left\{ (1 - \delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta E_t \left[U_{t+1}^{1-\gamma} \right]^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad (7.1)$$

tal que

$$\theta \equiv \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\psi}}. \quad (9)$$

onde δ é o fator de desconto temporal, γ é o grau de aversão ao risco relativo e ψ é a elasticidade de substituição intertemporal. Agora, o modelo não impõe qualquer relação entre os dois últimos parâmetros. Pode-se demonstrar que a utilidade intertemporal (7) é um caso particular da utilidade intertemporal em (7.1), quando $\gamma = (1/\psi)$.

2.3 Equação de Euler: condições marginais de otimização

Os planos ótimos de contribuições e alocações de portfólio satisfazem as condições marginais de maximização do problema anterior, descritas por intermédio da equação de Euler

$$1 = E_t \left[\left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\psi}} \right]^\theta \left(\frac{1}{1+R_{p,t+1}} \right)^{1-\theta} (1 + R_{j,t+1}) \right] \quad (10)$$

para cada ativo $j=1,2,\dots,N$. A fim de melhor interpretar a intuição por trás das condições expressas pela equação (10), é conveniente supor que a distribuição conjunta do consumo e dos retornos dos ativos é lognormal. Neste caso, log-linearizando a equação (10) por meio de expansão de Taylor de segunda ordem em torno das médias condicionais das variáveis endógenas e, em seguida, manipulando algebricamente estas aproximações, chega-se a duas expressões bastante úteis para a compreensão da solução ótima do investidor, as quais são dadas por:

$$E_t[\Delta c_{t+1}] = \psi \ln \delta + \psi E_t[r_{p,t+1}] + \frac{\theta}{2\psi} Var_t[\Delta c_{t+1} - \psi r_{p,t+1}] \quad (11)$$

$$E_t[r_{j,t+1}] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_t^2}{2} = \theta \frac{Cov_t(r_{j,t+1}, \Delta c_{t+1})}{\psi} + (1 - \theta) Cov_t(r_{j,t+1}, r_{p,t+1}) \quad (12)$$

onde

$$r_{j,t+1} \equiv \log \{1 + R_{j,t+1}\}, \Delta c_{t+1} \equiv c_{t+1} - c_t \text{ e } \sigma_t^2 \equiv Var_t[r_{j,t+1}]. \quad (13)$$

A condição (11) estabelece que o crescimento esperado do *deficit* financeiro entre t e $t+1$ aumenta com o retorno esperado do portfólio ótimo, no qual é alocado o patrimônio do fundo. Quanto mais rentável a poupança, menor o preço relativo do consumo futuro em relação ao consumo presente e, portanto, maior o incentivo para a transferência de recursos do presente para o futuro. No caso do plano de benefício definido, isto significa aumentar a alíquota de contribuição presente em relação às alíquotas futuras. No entanto, este incentivo diminui com a maior disposição do investidor em suavizar consumo intertemporalmente, o qual é medido pelo inverso da elasticidade de substituição ψ .

A condição (12) estabelece que, em equilíbrio, o prêmio de risco de um ativo remunera otimamente a exposição do investidor ao risco nele embutido,

a qual é determinada pela covariância do excesso de retorno do ativo com o retorno do portfólio ótimo e o consumo futuro. No contexto da teoria de precificação de ativos (*asset pricing*), este resultado se encontra a meio caminho entre o modelo *capital asset pricing model* (CAPM) tradicional e o modelo CAPM com consumo. É importante ter em mente que a presença da covariância do retorno do ativo com o consumo na condição (12) é típica de investidor de longo prazo. Isto porque a restrição intertemporal em (5) revela que o consumo corrente depende das expectativas quanto ao retorno futuro do portfólio, de forma que a covariância do retorno do ativo com o consumo reflete ultimamente sua covariância com a série de todos os retornos futuros do portfólio. A conclusão é que o risco do ativo para o investidor de longo prazo depende da proteção que o ativo oferece contra choques no retorno do portfólio ótimo, não apenas no curto prazo, como também no longo prazo. Esta é a ideia-chave por trás da função de *hedge* intertemporal de um ativo financeiro, a qual é crucial para a compreensão dos resultados da parte empírica deste trabalho.

2.4 Alocação ótima de portfólio

A hipótese de lognormalidade dos retornos dos ativos não é suficiente para produzir uma solução fechada para a alocação ótima de portfólio no problema referido anteriormente. Para tanto, é preciso impor a hipótese adicional de que os retornos dos ativos são homocedásticos – ou seja, de que suas variâncias e covariâncias são invariantes no tempo. Embora restritiva, a hipótese de homocedasticidade rende soluções fechadas para a alocação de portfólio que são bastante úteis para entender a intuição dos resultados de modelos mais realistas.

Uma vez que o modelo supõe investidores com aversão relativa ao risco constante no tempo, a hipótese de homocedasticidade implica que, em equilíbrio, o prêmio de risco de cada ativo, em relação ao ativo *benchmark*, também não varia com o tempo. Consequentemente, a única razão para mudanças nas oportunidades de investimento ao longo do tempo é a flutuação da taxa de juros de curto prazo. Além disso, como a estrutura de variâncias e covariâncias dos retornos dos ativos – bem como seus prêmios de risco – é constante no tempo, isto acontece com alocação ótima de portfólio. Este resultado, com a hipótese de homocedasticidade dos ativos individuais, implica que a variância e o prêmio de risco do portfólio ótimo também não variam com o tempo. Segue diretamente desta discussão que a hipótese de homocedasticidade permite escrever a equação de Euler (11), para qualquer período $t+k$, como

$$E_{t+k-1} [\Delta c_{t+k}] = \mu + \psi E_{t+k-1} [r_{p,t+k}], \quad (14)$$

onde μ é uma constante dada pela expressão:

$$\mu \equiv \psi \ln \delta + \frac{\theta}{2\psi} Var_{t+k-1} [\Delta c_{t+k} - \psi r_{p,t+k}]. \quad (15)$$

Em seguida, aplicando-se a lei das expectativas iteradas sobre a equação (14), segue que:

$$E_t[\Delta c_{t+k}] = \mu + \psi E_t[r_{p,t+k}]. \quad (16)$$

Substituindo-se a equação já referida na restrição orçamentária (5), segue que:

$$c_t - w_t = (1 - \psi) \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k E_t[r_{p,t+k}] + \frac{\rho(k-\mu)}{1-\rho}. \quad (17)$$

A equação (17) provê a solução de equilíbrio da contribuição ótima, após determinada a alocação ótima de portfólio. Para entender a intuição por trás desta equação, cabe observar que um choque positivo no retorno esperado do portfólio em qualquer período futuro tem dois efeitos contrários sobre a contribuição corrente. Por um lado, verifica-se efeito renda positivo, uma vez que a maior rentabilidade do portfólio ótimo permite reduzir marginalmente a contribuição em todos os períodos. Por outro lado, nota-se efeito substituição negativo: um aumento da expectativa de retorno futuro significa elevação do preço relativo do consumo corrente em relação ao futuro, incentivando um aumento das contribuições para que o fundo possa explorar oportunidades mais favoráveis de investimento. A magnitude relativa destes dois efeitos é determinada pela elasticidade de substituição ψ , a qual determina a intensidade com a qual o fundo está disposto a realocar recursos no tempo em resposta a uma mudança na rentabilidade dos investimentos. Quanto maior este parâmetro, maior o efeito substituição *via-à-vis* o efeito renda. Finalmente, substituindo-se a equação (17) para t e $t+1$ na equação (3.2), segue que:

$$c_{t+1} - E_t[c_{t+1}] = r_{p,t+1} - E_t[r_{p,t+1}] + (1 - \psi)(E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{p,t+1+k} \right] \quad (18)$$

Essa expressão estabelece que a inovação na contribuição – ou seja, a diferença entre seu valor efetivo e esperado – varia positivamente com a inovação no retorno corrente e negativamente (positivamente) com a inovação das expectativas dos retornos futuros se o efeito substituição é maior (menor) que o efeito renda, conforme explicado anteriormente.

A título de simplificação, supõe-se que existe apenas um ativo com risco. Neste caso, substituindo-se o resultado (18) na equação de Euler (12), segue que:

$$E_t[r_{t+1}] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_t^2}{2} = \gamma Cov_t(r_{t+1}, r_{p,t+1})$$

$$+(\gamma - 1)Cov_t(r_{t+1}, (E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{p,t+k+1} \right]) \quad (19)$$

Uma vez que a hipótese de homocedasticidade implica que o prêmio de risco do portfólio ótimo é invariante no tempo, pode-se afirmar que:

$$Cov_t(r_{t+1}, E_{t+1} \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{p,t+k+1} \right]) = Cov(r_{t+1}, E_{t+1} \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{f,t+k+1} \right]) \quad (20)$$

Além disso, quando existe apenas um ativo com risco, a loglinearização da equação do retorno do portfólio (2) rende a expressão:

$$r_{p,t+1} - r_{f,t+1} + \frac{1}{2}\sigma_{pt}^2 = \alpha_t \left(r_{t+1} + r_{f,t+1} + \frac{1}{2}\sigma_t^2 \right) \quad (21)$$

de forma que

$$Cov_t(r_{t+1}, r_{p,t+1}) = \alpha_t Var_t[r_{t+1}] = \alpha_t \sigma_t^2 \quad (22)$$

Substituindo-se os resultados (20) e (22) na condição (19) e resolvendo-os para a alocação de portfólio, segue que:

$$\hat{\alpha}_t = \overbrace{\frac{1}{\gamma} \frac{E_t[r_{t+1}] - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_t^2}{2}}{\sigma_t^2}}^A + \left(\frac{1}{\gamma} - 1 \right) \overbrace{\frac{Cov_t[r_{t+1}, E_{t+1} \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{f,t+1+k} \right]]}{\sigma_t^2}}^B \quad (23)$$

A equação anterior provê a proporção ótima do patrimônio do fundo investido no ativo com risco. Esta escolha ótima de portfólio se apresenta decomposta em duas parcelas, o que permite distinguir claramente as decisões alocativas de investidores com horizontes de tempo distintos. A parcela A é a alocação “míope” de portfólio – ou seja, a alocação ótima do patrimônio do fundo caso seu gestor – e seus participantes – fossem investidores de curto prazo, com seu horizonte de investimento reduzido a apenas um período. Como facilmente observado, a alocação “míope” no ativo com risco aumenta com o prêmio de risco deste ativo e diminui tanto com a volatilidade do retorno deste ativo como com o grau de aversão ao risco.

Já a parcela B da alocação ótima de portfólio na equação (23) corresponde à alocação por *hedge* intertemporal, típica de um investidor de longo prazo que otimiza seu bem-estar em um horizonte de múltiplos períodos. Esta alocação depende da covariância entre o retorno de curto prazo do ativo com risco e a mudança entre t e $t+1$ da expectativa em relação às oportunidades futuras de investimento. É interessante observar que o sinal do efeito de um aumento desta covariância sobre a alocação de portfólio depende do grau de aversão ao risco γ . Mais especificamente, este efeito é positivo quando o investidor é relativamente pouco avesso ao risco ($\gamma < 1$) e negativo quando o investidor é relativamente muito

avesso ao risco ($\gamma > 1$). Para explicar este resultado, cabe observar que um aumento da covariância entre o retorno de curto prazo do ativo com risco e a expectativa quanto às oportunidades de investimento tem dois efeitos ambíguos sobre a demanda pelo ativo com risco. Por um lado, os investidores terão, em média, mais recursos para investimento (maior r'_{t+1}) exatamente quando as oportunidades de investimento forem mais favoráveis, aumentando-se assim o consumo esperado futuro. Este efeito induz um aumento na demanda pelo ativo com risco. Por outro lado, o valor do ativo com risco como *hedge* intertemporal deprecia-se, uma vez que os investidores terão menos (mais) recursos para investir quando as oportunidades forem desfavoráveis (favoráveis), elevando-se, dessa forma, a volatilidade do consumo futuro. Este efeito ocasiona uma redução na demanda pelo ativo com risco. Quanto mais avesso ao risco, mais o investidor valoriza a desutilidade causada pelo aumento da volatilidade do consumo futuro *vis-à-vis* o aumento do consumo futuro esperado e, como consequência, menor será a demanda pelo ativo com risco com fins de *hedge* intertemporal.

A legislação previdenciária impõe um limite máximo para a fração da renda que os participantes do fundo pagam como contribuição (a alíquota de contribuição previdenciária). Dessa forma, se, em dado estado da economia, o retorno das aplicações do fundo for muito baixo, o gestor pode encontrar-se impedido de aumentar a alíquota de contribuição no montante necessário para garantir os equilíbrios financeiro e atuarial do fundo. Esta possibilidade faz com que o gestor do fundo se torne mais avesso ao risco do que naturalmente seria se fosse livre para fixar a alíquota de contribuição. No caso extremo em que o gestor não pode contar com o auxílio do Tesouro para honrar as obrigações previdenciárias e, ainda, está sob risco de sofrer sanções penais ou administrativas pelo não cumprimento destas obrigações, pode-se argumentar que a atitude ao risco do gestor seria comparável à de um agente infinitamente avesso ao risco, quando então o coeficiente g tenderia a infinito e a alocação de portfólio na expressão (23) assumiria a forma

$$\hat{\alpha}_t = \frac{Cov_t \left[r_{t+1}, -(E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{k=1}^{\infty} \rho^k r_{f,t+k+1} \right] \right]}{\sigma_t^2}. \quad (24)$$

Cabe observar na expressão (24) que o componente “miope” da demanda é suprimido, de forma que apenas a demanda por *hedge* intertemporal importa quando o investidor é infinitamente avesso ao risco.

3 PLANO DE BENEFÍCIOS E REGIME DE CUSTEIO

Esta seção apresenta e discute os aspectos da legislação previdenciária que condicionam o problema de alocação de portfólio enfrentado pelos gestores dos fundos previdenciários criados no RPPS. Estes aspectos se referem ao plano de benefícios e

ao regime de custeio. A discussão conclui que o modelo descrito na seção anterior é razoavelmente adequado para descrever e explicar a alocação de portfólio ótima dos fundos previdenciários.

A seção anterior descreve um modelo de alocação de portfólio para um fundo previdenciário que financia um plano do tipo benefício definido. Neste modelo, há somente duas variáveis sob o controle direto do gestor do plano: a alíquota de contribuição dos participantes e a alocação de portfólio do fundo previdenciário. Estas variáveis podem ser reajustadas periodicamente pelo gestor a fim de assegurar os equilíbrios financeiro e atuarial do plano previdenciário. Por sua vez, o fluxo de benefícios do plano é variável exógena fora do controle do gestor. Isto não significa que os benefícios sejam predeterminados, mas, sim, que estão sujeitos a choques externos fora do controle do gestor.

A hipótese de fluxo exógeno de benefícios é bastante adequada no caso dos fundos previdenciários instituídos no RPPS, uma vez que a legislação estabelece o conjunto de benefícios que serão financiados com seus recursos. Os benefícios de aposentadoria e pensão por morte, previstos no Artigo 40 da CF/88, são obrigatoriamente assegurados a todos os servidores públicos efetivos. Além deste plano mínimo de benefícios, outros podem ser contemplados por lei de um ente federativo para seus servidores, desde que também estejam previstos para o RGPS dos empregados do setor privado. Dessa forma, existe um limite inferior e outro superior para os benefícios concedidos aos servidores públicos de cada Ente Federativo. Pode-se, então, argumentar que mudanças no plano de benefícios poderiam ser efetuadas pelos gestores para garantir o equilíbrio do plano. Por exemplo, um *deficit* atuarial decorrente de um aumento na expectativa de vida dos servidores aposentados poderia ser corrigido por meio da redução dos benefícios futuros dos servidores ativos ou dos novos servidores. No entanto, como a concessão e a extinção de qualquer benefício depende de lei do ente federativo, mudanças no plano de benefícios não parecem ser um instrumento suficientemente flexível para a correção de eventuais *deficit* dos fundos previdenciários. Desse modo, é bastante razoável supor um fluxo exógeno de benefícios predeterminado no problema de alocação de portfólio de um fundo previdenciário instituído no RPPS.

Outra característica importante do modelo de alocação de portfólio da seção anterior é que um eventual *deficit* atuarial precisa ser corrigido por intermédio do aumento do fluxo de contribuições dos participantes do plano. Este *deficit* poderia ser o resultado de aumento exógeno do valor presente do fluxo de benefícios ou de redução da expectativa de retorno dos investi-

mentos do fundo. É importante então analisar o que a legislação determina em relação ao custeio dos planos previdenciários. A Emenda Constitucional (EC) nº 41 estabelece que o RPPS tem caráter contributivo e solidário. Isto significa que o fundo previdenciário é formado por contribuições dos participantes (servidores ativos, aposentados e pensionistas) e dos entes federativos patrocinadores (União, estados, municípios, bem como suas autarquias e fundações). A EC também estabelece alíquota de contribuição mínima para todos os servidores públicos brasileiros. Isto porque a alíquota cobrada dos servidores dos entes regionais (estados, municípios e Distrito Federal) não pode ser inferior àquela cobrada dos servidores da União, a qual se situa atualmente em 11%. Uma alíquota superior é permitida, desde que instituída por lei. Além disso, a alíquota de contribuição dos entes federativos patrocinadores não pode ser inferior à alíquota de contribuição dos seus servidores, nem superior ao dobro desta. Dessa forma, a legislação impõe um limite inferior para as contribuições previdenciárias, embora não preveja um limite superior.

A tabela 1 apresenta as alíquotas de contribuição vigentes nos estados brasileiros em 2009. De um total de 27 estados (incluindo-se o Distrito Federal), em apenas seis a alíquota de contribuição dos participantes excede a alíquota de 11% incidente sobre os servidores federais. A alíquota é de 13,5% em Pernambuco, chegando a 14% no Paraná para servidores que ganham mais de R\$ 1.200,00. No que tange à contribuição do ente patrocinador, em quinze estados a alíquota do ente patrocinador é exatamente o dobro da alíquota incidente sobre seus servidores. No estado de Pernambuco, a alíquota é de 27% porque a alíquota dos servidores é de 13,5%. Para estes estados, a alíquota do ente patrocinador já atingiu seu limite superior, não havendo a possibilidade de majorá-la para corrigir um desequilíbrio no sistema previdenciário. Nos demais estados, a alíquota do ente patrocinador é, em geral, igual ou próxima da alíquota dos participantes. No Acre, em Santa Catarina, em Minas Gerais e em Alagoas, as alíquotas dos entes patrocinadores e dos participantes são iguais.

TABELA 1

Alíquotas de contribuição previdenciária dos servidores ativos, inativos e pensionistas da União e dos estados

(Em %)

	Patrocinador	Servidores ativos	Inativos	Pensionistas
União	22	11	11	11
Região Norte				
Rondônia	12	11	11	11
Acre	11	11	11	11
Amazonas	22	11	11	11
Roraima	14	11	11	11
Pará	18	11	11	11
Amapá	12	11	11	11
Tocantins	12	11	11	11
Região Nordeste				
Maranhão	15	11	11	11
Piauí	22	11 até R\$1.200,00 12 acima de R\$1.200,00	12	12
Ceará	22	11	11	11
Rio Grande do Norte	22	11	11	11
Paraíba	22	11	11	11
Pernambuco	27	14	14	14
Alagoas	11	11	11	11
Sergipe	20	13	13	13
Bahia	24	12	12	12
Região Sudeste				
Minas Gerais	11	11	11	11
Espírito Santo	22	11	11	11
Rio de Janeiro	22	11	11	11
São Paulo	22	11	11	11
Região Sul				
Paraná	10 até R\$1.200,00 14 acima de R\$1.200,00	10 até R\$1.200,00 14 acima de R\$1.200,00		
Santa Catarina	11	11	11	11
Rio Grande do Sul	22	11	11	11
Região Centro-Oeste				
Mato Grosso	22	11	11	11
Mato Grosso do Sul	22	11	11	11
Goiás	22	11	11	11
Distrito Federal	22	11	11	11

Fonte: MPS/SPS/Departamento dos Regimes de Previdência do Serviço Público – DRPSP/CGNAL (CADPREV).

Ainda no que concerne ao custeio do plano previdenciário, a legislação estabelece que o Tesouro do ente federativo patrocinador é responsável por eventual insuficiência do fundo previdenciário, devendo aportar recursos próprios para garantir o pagamento dos benefícios. Dessa forma, a legislação abre duas portas para que eventuais *deficit* financeiros ou atuariais sejam corrigidos sem a necessidade de um aumento das alíquotas dos participantes: *i*) uma elevação da alíquota do ente patrocinador, desde que esta não exceda o dobro da alíquota dos participantes; e *ii*) o uso de receitas e recursos de origem não previdenciária. Neste aspecto, cabe lembrar que a lei de alguns estados permite aumento da alíquota dos participantes apenas depois que a alíquota do ente patrocinador atingiu seu dobro. Todas estas disposições legais acabam por dar a impressão de que o modelo da seção anterior não reflete plenamente o problema de decisão por trás das decisões alocativas do fundo previdenciário. Afinal de contas, se o fundo pode sempre contar com recursos do Tesouro, uma gestão eficiente de sua carteira perde importância como forma de minimizar o risco de aumento das contribuições dos participantes. No entanto, como argumentado na primeira seção, os gastos previdenciários são consideradas despesas de pessoal no que tange aos limites de gastos da Lei de Responsabilidade Fiscal. A maioria dos entes federativos já se encontra no limite destes gastos, e mesmo os que têm alguma folga reduzirão drasticamente a capacidade remuneratória dos servidores caso optem por capitalizar os fundos. Consequentemente, é razoável supor que eventuais *deficits* do fundo previdenciário acabarão financiados, pelo menos numa extensão razoável, pelos participantes do plano.

4 REGULAMENTAÇÃO DA POLÍTICA DE INVESTIMENTOS

Esta seção discute as principais disposições da legislação que regulamenta a política de investimento dos fundos previdenciários instituídos no RPPS dos entes federativos. Esta legislação consiste basicamente na Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN) nº 3.790, de 24 de setembro de 2009, a qual dispõe sobre as aplicações dos recursos em moeda corrente dos fundos previdenciários, que englobam as disponibilidades oriundas das contribuições, dos rendimentos de capital e de outros ingressos financeiros. A importância desta discussão reside no fato de que as restrições impostas pela legislação à gestão de carteira dos fundos previdenciários se arriscam a impedir a alocação eficiente de seus recursos entre as diferentes classes de ativos financeiros disponíveis no mercado.

A tabela 2 resume os principais limites impostos pela legislação previdenciária à política de investimentos dos fundos previdenciários. É notório que a preocupação principal do legislador é limitar a exposição destes

fundos ao risco de mercado e ao risco de crédito dos ativos financeiros nos quais estão aplicados. O risco de mercado de um ativo diz respeito à volatilidade de seu preço em decorrência de mudanças nas condições de mercado, enquanto o risco de crédito de um ativo concerne à probabilidade de seu emissor não honrar o fluxo de caixa prometido. Neste aspecto, a legislação divide os ativos em três segmentos para efeito de fixação dos limites máximos de aplicação dos recursos em moeda corrente dos fundos previdenciários: renda variável, renda fixa e imóveis.

TABELA 2

Limites aos recursos dos Regimes Próprios de Previdência Social pelo CMN – Resolução nº 3790 de setembro de 2010

1. Renda Fixa	Limite
1.1. Títulos do Tesouro Nacional	100%
1. 2. Cotas de Fundos que aplicam exclusivamente em títulos do Tesouro Nacional	100%
1. 3. Operações compromissadas lastreadas em títulos do Tesouro Nacional	15%
1. 4. Cotas de fundos de investimento abertos referenciados em indicadores de desempenho de renda fixa	80%
1. 5. Cotas de fundos de investimento previdenciários abertos classificados como renda fixa ou referenciado em indicadores de desempenho de renda fixa	80%
1. 6. Depósitos de poupança em instituição financeira de baixo risco de crédito	20%
1. 7. Cotas de fundos de investimento abertos de renda fixa	30%
1. 8. Cotas de fundos de investimento abertos em direitos creditórios	15%
1. 9. Cotas de fundos de investimento fechados em direitos creditórios	5%
2. Renda Variável	Limite
2.1. Cotas de fundos de investimento previdenciários abertos classificados como ações	30%
2.2. Cotas de fundos de índices referenciados em ações, negociadas em bolsa de valores	20%
2.3. Cotas de fundos de investimento aberto em ações	15%
2.4. Cotas de fundos de investimento abertos multimercados sem alavancagem	5%
2.5. Cotas de fundos de investimento fechados em participações	5%
2.6. Cotas de fundos de investimento imobiliários, com cotas negociadas na bolsa de valores	5%

Fonte: Resolução nº 3790 de setembro de 2010.

Obs.: 1. A soma das aplicações em 8 e 9 não pode exceder 15%.

2. Os fundos 4 e 5 não podem aplicar mais do que 30% em títulos privados e estes devem ser de baixo risco.

3. Os investimentos desses fundos 3 em índices de ações devem ser até 20%.

4. A soma das aplicações nos fundos 4 com os fundos 2 não pode ultrapassar 20%.

5. A soma das aplicações nos fundos 5 com os fundos 2 não pode ultrapassar 20%.

6. A soma das aplicações nos fundos 1 a 6. não pode ultrapassar 30% dos recursos em moeda corrente do RPPS.

Quanto ao segmento de renda variável, o limite máximo é de 30% para aplicações em cotas de fundos previdenciários, caindo para 20%, 15% e 5% no caso de aplicações em cotas de fundos referenciados, em cotas de fundos de aplicação livre e em cotas de fundos multimercados sem alavancagem, respectivamente. Nota-se a preocupação do legislador em evitar exposição excessiva ao risco do mercado de ações decorrente de posições alavancadas por meio do uso de derivativos. Além disso, o legislador incentiva a compra de carteiras diversificadas de ações, uma vez que o limite para os fundos referenciados é maior em relação aos fundos de carteira livre. O limite máximo para fundos imobiliários é de 5%. Por último, cabe salientar que a legislação do ente federativo pode impor limites ainda mais estreitos que a legislação federal para as aplicações do fundo previdenciário de seu RPPS. O estado de Santa Catarina, por exemplo, estabelece o limite máximo de 15% para aplicações em renda variável, o qual é a metade do limite de 30% fixado pela legislação federal.

Em relação ao segmento de renda fixa, o limite máximo alcança 100% para aplicações diretas em títulos emitidos pelo Tesouro Nacional ou em cotas de fundos investidos exclusivamente nestes títulos. O limite diminui para 80%, no caso de aplicações em cotas de fundos de investimento referenciados em indicadores de desempenho de renda fixa, e para 30%, no caso de aplicações em cotas de investimento de renda fixa. Para estas duas últimas, a legislação ainda prevê um limite máximo de 30% para os títulos privados na composição dos fundos, os quais ainda precisam ser classificados como de baixo risco de crédito. Caso os títulos privados sejam depósitos a prazo com garantia especial do Fundo Garantidor de Créditos, é permitido ampliar sua participação para no máximo 80%. A preocupação do legislador com o risco de crédito dos ativos evidencia-se no limite máximo significativamente maior atribuído aos títulos públicos federais em relação aos títulos de emissão privada e de outros entes federativos. Além disso, o legislador condiciona a participação dos títulos privados à sua classificação de risco e à existência de garantias explícitas. Portanto, não é exagero pressupor que, na avaliação do legislador, o governo federal é um emissor com probabilidade de *default* significativamente menor que os emissores privados. Coerentes com esta linha de atuação são as outras restrições impostas pela legislação, tais como o limite de 15% para operações compromissadas lastreadas em títulos públicos federais, o de 20% para depósitos em poupança em instituições financeiras com baixo risco de crédito e o de 15% para aplicações em cotas de fundos de investimento em direitos creditórios.

A preocupação do legislador não se restringe ao risco de crédito dos títulos na carteira dos fundos previdenciários. Algumas disposições da legislação evidenciam que o risco de mercado também é preocupação central do legislador. Como observado anteriormente, o limite máximo de 80% no caso de aplicações em fundos de renda fixa referenciados diminui para 30% no caso de aplicações em fundos de

renda fixa. Além disso, a legislação também discrimina os títulos públicos federais com base no seu indexador para efeito de fixação de limites de aplicação. Mais especificamente, no mínimo 70% das aplicações em fundos de investimento – referenciados ou não – precisam ter como parâmetro de rentabilidade um dos subíndices do Índice de Mercado Anbima (IMA) que não seja atrelado à taxa de juros de um dia. Os subíndices que satisfazem este requerimento são o índice de renda fixa do mercado (IRF-M), o IMA-C e o IMA-B. Cada um destes mede a rentabilidade de carteira composta por títulos públicos federais com indexador específico. A carteira do IRF-M são títulos pré-fixados (LTN e NTN-F), a do IMA-C são títulos atrelados ao IGP-M (NTN-C) e a do IMA-B são títulos vinculados ao IPCA (NTN-B). Por sua vez, o IMA-S é um subíndice atrelado à taxa de juros de um dia, uma vez que mede a rentabilidade de carteira composta por títulos indexados à taxa Selic (LFT). Uma vez que o risco de mercado de um título de renda fixa depende basicamente da estrutura de covariâncias entre seu indexador (a taxa de inflação e a taxa de juros reais da economia), a fixação de limites para os ativos com base no seu indexador revela a preocupação do legislador com o risco de mercado. Neste sentido, o que se nota é que o legislador atribui aos títulos indexados à taxa de juros um risco de mercado superior aos títulos indexados à inflação e aos títulos pré-fixados. A princípio, esta orientação de política parece compatível com os objetivos dos fundos previdenciários, os quais são investidores de longo prazo que precisam financiar um fluxo predeterminado de obrigações. Isto é mais evidente no caso dos títulos indexados à inflação disponíveis atualmente no mercado, os quais garantem taxa de juros real fixa por período de até trinta anos.

5 POLÍTICA DE INVESTIMENTOS

Esta seção descreve a evolução recente da política de investimentos dos fundos previdenciários no RPPS dos entes federativos. A análise baseia-se nos dados agregados apresentados na tabela 3 para o período 2005-2009, os quais são disponibilizados pelo Ministério da Previdência Social (MPS). O objetivo principal da política de investimentos é a alocação do patrimônio do fundo entre as diversas classes de ativos disponíveis de forma a maximizar o retorno esperado e/ou minimizar a exposição ao risco. Uma vez que o risco de crédito e o risco de mercado são as principais fontes de incerteza que precisam ser administradas pelos gestores dos fundos previdenciários e pelos reguladores governamentais, as tabelas 4 e 5 classificam os ativos disponíveis no mercado brasileiro com base no grau de exposição a estas duas fontes de risco. Esta disposição é, de certa forma, similar àquela implícita na legislação da política de investimentos dos fundos previdenciários. A rubrica *ativos classificados* nas tabelas 4 e 5 engloba os ativos para os quais foi possível efetuar a classificação de risco pertinente com base na informação disponível, o contrário ocorrendo com a rubrica *ativos não classificados*.

TABELA 3
Investimento por classe de ativo financeiro/RPPS da União e estados (2005-2009)

Segmento/tipo ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Total	21.777.369,411,01	25.150.308.589,84	32.213.406.446,93	39.622.603.391,85	44.256.534.366,14	163.020.222.202,76
Renda fixa	21.756.345,083,21	25.100.785,683,43	31.662.745,323,03	39.036.534,142,07	42.717.230,227,77	160.273.640,459,50
CDB Pós	1.089.914,36	16.748.054,54	1.063.358,68	2.195.406,55	473.080,15	21.569.814,28
CDB Pré	5.653.685,05	7.822.420,53	2.144.088,99	1.895.762,61	2.402.062,46	19.918.019,64
Debêntures	9.216.176,62	0	0	0	0	9.216.176,62
Fundo Investimento Direito Creditório	5.884.796,65	0	8.958.656,17	433.893.002,36	813.814.174,49	1.262.550.629,67
Fundos Artigo 3º - § 1º	2.881.851,593,72	6.203.615,360,97	10.310.705,398,00	13.561.758,165,06	16.070.239,529,28	49.028.170.047,03
Fundos Artigo 3º - Inciso II - b	2.077.856,260,89	1.607.148,919,67	1.449.749,135,71	119.397,319,12	267.666,097,15	5.521.817.732,54
Fundos de Curto Prazo	286.009,153,11	225.722,468,29	409.306,161,42	8.618.538,45	4.667.767,52	934.324.088,79
Fundos de Investimento Imobiliário	9.107.211,87	0	0	1.263.855,90	293.001,15	10.664.068,92
Fundos de Renda Fixa Referenciados	1.790.836.804,96	2.342.312,036,87	2.921.958,614,91	6.628.870,266,31	7.438.069,211,69	21.122.046.934,74
Fundos do Artigo 3º - Indiso IV	179.851,758,26	201.138,104,72	151.034,359,27	229,125,862,06	819.883,197,81	1.581.033.282,12
Letra Hipotecária Pós	5.674.403,21	5.109,918,98	4.680.602,04	3.846,787,94	2.815.648,70	22.127.360,87
Letra Hipotecária Pré	179.034,31	0	0	0	0	179.034,31
Não especificado	2.398.082,00	222,929,35	0	0	0	2.621.011,35
Poupança	19.042,553,78	19.349,493,92	21.806,383,09	13.534,614,26	6.613,139,78	80.346.184,83
Títulos do Bacen pós-fixado	114.838,045,49	132.354,844,79	103.094,605,32	2.737,199,726,77	90.578,729,57	3.178.065.951,94
Títulos do Bacen pré-fixado	13.463,910,20	12.100,909,46	25.795,863,35	13.266,729,52	99.665,419,48	164.292.832,01
Títulos do TN pós-fixado	14.154,174,043,31	14.082,112,145,66	15.907,753,597,41	14.764,134,808,66	16.249,459,993,22	75.157.634.588,25
Títulos do TN pré-fixado	199.217,655,42	245.028,075,68	344.694,498,67	517,533,296,50	850.589,175,32	2.157.062.701,59
Renda variável	21.024,327,80	49.522,906,41	550.661,123,90	586.069,249,78	1.539.304,138,37	2.746.581.746,26
Ações	17.710,509,37	24.817,018,46	33.624,544,72	13.442,492,01	18.395,827,44	107.990.392,00
Fundo de Ações	2.289,497,71	63.037,59	3.975,763,65	44.707,059,20	168.940,876,55	219.976.234,70
Fundo de Ações Referenciados	1.024,320,72	24.642,850,36	513.060,815,53	527,919,698,57	1.351,967,434,38	2.418.615.119,56

Fonte: MPS.

A tabela 4 ordena os ativos em três grandes segmentos de acordo com a natureza de seu risco de mercado: renda variável, renda fixa pré-fixada e renda fixa pós-fixada. A parte (A) da tabela apresenta os valores financeiros aplicados nestes segmentos, enquanto as partes (B) e (C) apresentam estes valores como proporção do valor total dos ativos classificados e do valor total das aplicações, classificadas ou não. Cabe observar que a proporção dos ativos não classificados no valor total dos fundos é muito pequena – permanecendo entre 1,70% e 3,70% no período analisado –, de forma que isto não prejudica a análise adiante. O grupo de ativos denominado renda variável inclui ações, fundos de ações (aplicação livre) e fundos de ações referenciados. Ao longo do período estudado, a participação deste grupo no patrimônio total dos fundos previdenciários permanece bem abaixo do teto superior de 30% imposto pela legislação, com média anual de apenas 1,68%. A participação em 2005 é de apenas 0,10%, saltando para 1,71%, em 2007, e 3,48%, em 2009. Malgrado o recente apetite por posições mais agressivas em renda variável, ainda é cedo para precisar a força e a persistência desta tendência. Uma vez que os fundos previdenciários são tradicionais investidores de longo prazo, causa certa surpresa o pequeno “apetite” por renda variável. A literatura empírica fornece inúmeras evidências de que volatilidade anualizada do investimento em ações diminui significativamente com o horizonte de investimento, de forma que, no longo prazo, o prêmio de risco da renda variável compensa a exposição mais agressiva do investidor ao risco de mercado. Outro fato relevante no investimento em renda variável é que a participação das compras diretas de ações – em relação ao investimento total em renda variável – sofreu uma queda drástica de 84,24%, em 2005, para 1,20%, em 2009, enquanto a participação dos fundos referenciados aumentou de 4,88% para 87,83%.

TABELA 4

Classificação por risco de mercado do investimento do RPPS da União e dos estados (2005-2009)

Parte A: valor em R\$						
Classe de ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Renda fixa pré-fixada	5.178.222.139,59	8.075.715.686,31	12.133.088.984,72	14.213.851.272,81	17.290.562.283,69	56.891.440.367,12
Renda fixa pós-fixada	16.085.655.765,11	16.597.986.494,76	18.960.357.161,45	24.149.781.610,49	23.788.009.803,11	99.581.790.834,91
Renda variável	21.024.327,80	49.522.906,41	550.661.123,90	586.069.249,78	1.539.304.138,37	2.746.581.746,26
Subtotal (ativos classificados)	21.284.902.232,50	24.723.225.087,48	31.644.107.270,07	38.949.702.133,08	42.617.876.225,17	159.219.812.948,29
Ativos não classificados	492.467.178,51	427.083.502,36	569.299.176,86	672.901.258,77	1.638.658.140,97	3.800.409.257,47
Total	21.777.369.411,01	25.150.308.589,84	32.213.406.446,93	39.622.603.391,85	44.256.534.366,14	163.020.222.205,76

(Continua)

(Continuação)

Parte B: proporção (%) do total						
Classe de ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Renda fixa pré-fixada	23,78	32,11	37,66	35,87	39,07	34,90
Renda fixa pós-fixada	73,86	66,00	58,86	60,95	53,75	61,09
Renda variável	0,10	0,20	1,71	1,48	3,48	1,68
Subtotal (ativos classificados)	97,74	98,30	98,23	98,30	96,30	97,67
Ativos não classificados	2,26	1,70	1,77	1,70	3,70	2,33
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Parte C: proporção (%) do subtotal (ativos classificados)						
Classe de ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Renda fixa pré-fixada	24,33	32,66	38,34	36,49	40,57	35,73
Renda fixa pós-fixada	75,57	67,14	59,92	62,00	55,82	62,54
Renda variável	0,10	0,20	1,74	1,50	3,61	1,73
Subtotal (ativos classificados)	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: MPS.

Na tabela 4, o grupo de ativos denominado renda fixa pré-fixada inclui todos os títulos, públicos ou privados, cujo rendimento nominal é certo quando o ativo é carregado até o vencimento. Os títulos públicos são as letras do Tesouro Nacional (LTNs) e os títulos outrora emitidos pelo Banco Central do Brasil (BCB), enquanto os títulos privados são basicamente certificados de depósitos bancários e letras hipotecárias. O risco de mercado destes ativos depende da relação entre seu prazo médio de vencimento e o horizonte de investimento do comprador. Quando estes dois períodos de tempo coincidem, a única fonte de risco de mercado é a incerteza quanto à taxa de inflação no período. Por sua vez, se o ativo é vendido antes do vencimento, o comprador suporta ainda o risco de flutuação da taxa de juros. No entanto, os títulos pré-fixados oferecidos no mercado brasileiro têm prazo de vencimento curto em relação ao horizonte de investimento dos fundos previdenciários. A mais longa LTN disponível no mercado, em agosto de 2011, foi lançada com maturidade de apenas oito anos. Isto implica que os investidores institucionais – com horizonte de investimento indeterminado – precisam rolar continuamente os papéis à medida que estes vencem, suportando assim não somente o risco inflacionário, como também o risco de rolagem dos títulos no futuro a uma taxa de juros incerta. Considerando-se o valor total investido em títulos públicos e privados pré-fixados, a participação das LTNs e dos títulos emitidos pelo BCB é superior a 97% em todos os anos.

Na tabela 4, o grupo de ativos denominado renda fixa pós-fixada inclui todos os títulos, públicos ou privados, cujo fluxo de caixa nominal

(principal e cupom periódico) é atrelado ao desempenho de indexador específico. Ao contrário dos títulos pré-fixados, seu retorno nominal é incerto até mesmo quando carregado até o vencimento, enquanto o retorno real dependerá da correlação entre a variação do indexador e a taxa de inflação. No caso dos títulos indexados à inflação, esta covariância é unitária, de forma que o retorno real é predeterminado no momento da compra do papel. Já no caso de títulos indexados à taxa de juros ou ao câmbio, o retorno real é incerto, uma vez que não necessariamente o indexador se moverá paralelamente à inflação. De qualquer forma, pode-se afirmar que, em geral, os títulos pós-fixados oferecem maior proteção que os títulos pré-fixados a um investidor de longo prazo que precisa financiar um fluxo predeterminado de obrigações. A tabela revela que a participação dos títulos pós-fixados – como proporção dos ativos classificados – declinou de 75,57%, em 2005, para 55,82%, em 2009, enquanto a dos títulos pré-fixados aumentou de 24,33% para 40,57%. Embora a participação dos títulos pós-fixados tenha sido pelo menos o dobro da dos títulos pré-fixados entre 2005 e 2009, esta diferença diminuiu progressivamente nesse período, caindo de 51,24 pontos percentuais (p.p.), em 2005, para 15,25 p.p., em 2009.

Em suma, embora ambos os títulos, pré-fixados e pós-fixados, estejam expostos ao risco inflacionário, os últimos ainda suportam a incerteza quanto ao seu retorno nominal. Contudo, isto não implica que os títulos pós-fixados sejam mais arriscados que os títulos pré-fixados. Em geral, o risco de mercado de um título pós-fixado dependerá da estrutura de covariância entre seu indexador, a taxa de inflação e a taxa de juros nominal da economia. Além disso, esta estrutura de covariância pode variar com o horizonte de investimento, de forma que a classificação de risco dos títulos pode se inverter entre investidores de curto e longo prazo. Um exemplo bastante ilustrativo são os títulos com valor de face indexado à inflação, tais como as NTN-B e as NTN-C. Para um investidor de longo prazo que carrega estes títulos até o vencimento, o risco de mercado é praticamente nulo. Por sua vez, um investidor de curto prazo, que carrega estes títulos, suporta o risco de mudança nas expectativas das taxas futuras de inflação e de juros.

A tabela 5 classifica os títulos de renda fixa em dois grupos com base no seu risco de crédito: títulos públicos e títulos privados. Por trás desta classificação, está implícita a hipótese – de certa forma arbitrária – de que a probabilidade de *default* do governo federal é menor que a dos emissores privados. Isto é pelo menos consistente com as disposições encontradas na legislação que regulamenta a política de investimento dos fundos previdenciários. Inicialmente, cabe notar que – ao contrário do que ocorre na tabela 4, relativa ao risco de mercado – a proporção dos ativos não classificados, para os quais não foi possível discriminar a natureza do emissor, é agora razoavelmente grande, alcançando média de 17,21% no período analisado e exigindo assim certo cuidado nas conclusões levantadas. Apesar disto,

a tabela 5 revela claramente forte preponderância dos títulos públicos ao longo de todo o período entre 2005 e 2009. Considerando-se apenas as aplicações para as quais foi possível discriminar a natureza do emissor, a participação dos títulos públicos permaneceu acima de 95% em todos os anos do período considerado. Houve apenas leve recuo desta participação, a qual declinou de 98,66%, em 2005, para 95,30%, em 2009.

TABELA 5
Classificação por risco de crédito do investimento do RPPS da União e dos estados (2005-2009)

Parte A: valor em R\$						
Classe de ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Títulos públicos	17.363.545.248,14	20.675.211.336,56	26.692.043.962,75	31.593.892.726,51	33.360.532.846,87	129.685.226.120,82
Títulos privados s/ ações	235.699.534,11	250.167.992,69	189.687.448,24	685.755.291,68	1.646.294.304,54	3.007.604.571,26
Subtotal (títulos s/ ações)	17.599.244.782,25	20.925.379.329,25	26.881.731.410,99	32.279.648.018,19	35.006.827.151,41	132.692.830.692,08
Ativos não classificados	4.157.100.300,96	4.175.406.354,18	4.781.013.912,04	6.756.886.123,88	7.710.403.076,36	27.580.809.767,42
Total	21.756.345.083,21	25.100.785.683,43	31.662.745.323,03	39.036.534.142,07	42.717.230.227,77	160.273.640.459,50
Parte B: proporção (%) do total						
Classe de Ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Títulos públicos	79,81	82,37	84,30	80,93	78,10	80,91
Títulos privados s/ ações	1,08	1,00	0,60	1,76	3,85	1,88
Subtotal (títulos s/ ações)	80,89	83,37	84,90	82,69	81,95	82,79
Ativos não classificados	19,11	16,63	15,10	17,31	18,05	17,21
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Parte C: proporção (%) do subtotal (títulos s/ ações)						
Classe de ativo	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Títulos públicos	98,66	98,80	99,29	97,88	95,30	97,73
Títulos privados s/ ações	1,34	1,20	0,71	2,12	4,70	2,27
Subtotal (títulos s/ ações)	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: MPS.

6 APLICAÇÃO

A seção 2 descreve um modelo de alocação estratégica de portfólio para o fundo previdenciário de um plano do tipo benefício definido. Esta seção usa este modelo para avaliar em que extensão as principais classes de ativos financeiros disponíveis no mercado brasileiro são eficientes como *hedge* intertemporal para este fundo previdenciário.

Para tanto, calcula-se a alocação ótima – para fins exclusivamente de *hedge* intertemporal – do portfólio composto por quatro ativos financeiros básicos: a carteira do mercado de ações, um título pré-fixado de curto prazo, um título pré-fixado de longo prazo e um título pós-fixado indexado à taxa de juros. Usando esta alocação teórica ótima como referência, é possível oferecer uma avaliação inicial da eficiência das políticas de investimento dos fundos previdenciários no RPPS dos entes federativos brasileiros, bem como verificar a extensão em que os limites impostos pela legislação previdenciária sobre estas políticas restringem sua eficiência alocativa.

A equação (23) estabelece que a demanda ótima de um investidor de longo prazo por um ativo financeiro pode ser decomposta em duas partes: a demanda “miope” e a demanda por *hedge* intertemporal. A primeira parte é igual à demanda de um investidor com horizonte de curto prazo; por sua vez, a segunda parte é o componente típico de um investidor de longo prazo, sendo então igual à diferença entre a demanda total do investidor de longo prazo e a do investidor de curto prazo. Esta diferença ocorre porque um investidor de curto prazo se importa apenas com as covariâncias dos retornos correntes dos ativos, enquanto um investidor de longo prazo precisa também levar em conta a covariância entre o retorno corrente do ativo e as oportunidades futuras de investimento. Para avaliar a eficiência das políticas de investimentos dos fundos previdenciários e os limites impostos pela legislação, este trabalho toma como referência apenas a demanda por *hedge* intertemporal da alocação ótima. Existem três razões para isto. Em primeiro lugar, a demanda “miope” depende diretamente do prêmio de risco corrente do ativo e, por isto, é relativamente bem mais volátil que a demanda por *hedge* intertemporal, a qual depende apenas de uma bem estável estrutura de covariância dos retornos corrente e futuro dos ativos. Uma política de investimento que considerasse a demanda “miope” precisaria ser continuamente revisada para refletir o novo prêmio de risco dos ativos, em uma frequência bem superior àquela imprimida pelos gestores dos fundos previdenciários. Dessa forma, a demanda por *hedge* intertemporal é *proxy* razoável para a média da demanda total ótima de um ativo financeiro. Em segundo lugar, ainda que a demanda “miope” fosse calculada a partir de estimativa do prêmio de risco médio no passado recente, esta é uma variável subjetiva que pode diferir bastante entre os participantes do mercado conforme suas expectativas. Não existe uma forma de precisar objetivamente o componente “miope” da demanda. Em terceiro lugar, uma leitura da legislação previdenciária esclarece que a principal preocupação do legislador é o grau de exposição ao risco de mercado, o qual está mais estritamente relacionado com a demanda por *hedge* intertemporal. Em quarto lugar – como explicado no final da seção 2 –, dado que é politicamente muito difícil alterar com frequência as alíquotas de contribuição para assegurar o equilíbrio atuarial do plano previdenciário, o gestor do plano é impelido a adotar uma política de investimentos bastante conservadora. Consequentemente, no que tange à equação (23), é razoável

tratar o plano previdenciário como um investidor com coeficiente de aversão relativa ao risco λ muito elevado, de forma que a demanda “míope” se anula, enquanto a total converge para a demanda por *hedge* intertemporal, dada pela equação (24).

Na ausência de modelo teórico estrutural para a determinação do retorno dos ativos financeiros, a estrutura de covariâncias presente na equação (24) precisa ser derivada a partir de modelo processo vetorial autorregressivo (VAR) não estrutural. Para tanto, as variáveis de estado da economia são agrupadas no vetor z_{t+1} , definido como:

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{0,t+1} \mathbf{i} \\ r_{t+1} - r_{0,t+1} \mathbf{i} \\ s_{t+1} \end{bmatrix}, \quad (25)$$

onde $r_{0,t+1} \equiv \log\{1+R_{0,t+1}\}$ é o log do retorno real bruto do ativo referencial, $r_{t+1} - r_{0,t+1} \mathbf{i}$ é o vetor de excessos de retorno dos outros ativos em relação ao ativo referencial e s_{t+1} é o vetor que agrupa todas as outras variável de estado com poder de explicação sobre os retornos dos ativos. O vetor de excessos de retorno $r_{t+1} - r_{0,t+1} \mathbf{i}$ é definido como:

$$r_{t+1} - r_{0,t+1} \mathbf{i} \equiv \begin{bmatrix} r_{1,t+1} - r_{0,t+1} \\ r_{2,t+1} - r_{0,t+1} \\ \vdots \\ r_{N,t+1} - r_{0,t+1} \end{bmatrix}, \quad (26)$$

onde $r_{i,t+1} \equiv \log\{1+R_{i,t+1}\}$ é o log do retorno bruto do ativo $i=1,2,...,N$. A dinâmica do vetor de variáveis de estado z_{t+1} é descrita por um vetor autorregressivo de primeira ordem VAR(1), dado por:

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1}, \quad (27)$$

onde Φ_0 é o vetor de interceptos, Φ_1 é a matriz de coeficientes e v_{t+1} é o vetor de choques (inovações) nas variáveis de estado. Esta hipótese não é restritiva, uma vez que um processo de ordem superior pode ser reescrito como um VAR de primeira ordem. O vetor de choques v_{t+1} é homocedástico e normalmente distribuído – ou seja:

$$v_{t+1} | z_t \sim N[0, \Lambda]. \quad (28)$$

Logo, os choques nas variáveis de estado podem ser contemporaneamente correlacionados, embora sejam serialmente independentes e identicamente distribuídos. Nenhuma restrição é imposta sobre a matriz de variância-covariância Λ . Segue diretamente das hipóteses (27) e (28) que:

$$E_t [z_{t+1}] = \Phi_0 + \Phi_1 z_t \quad (29)$$

$$Var_t [z_{t+1}] = Var_t [V_{t+1}] = \Lambda \quad (30)$$

O resultado (29) revela que a estrutura do VAR impõe dependência linear do vetor de prêmios de risco dos ativos $E_t[r_{t+1} - r_{0,t+1}i]$ em função do vetor de variáveis de estado. O resultado (30) implica que, pelo menos teoricamente, a hipótese de homocedasticidade é restritiva, uma vez que a estrutura de risco dos ativos não pode ser prevista a partir das variáveis de estado. No entanto, trabalhos que afrouxam esta hipótese – tais como Campbell (1987) e Glosten, Jagannatahn e Runkle (1993) – concluem que o efeito das variáveis de estado sobre o risco dos ativos é de pequena ordem quando comparado com o sobre aquele retorno esperado.

Uma vez estimado o processo VAR nas equações (27) e (28), pode-se obter a expressão para a demanda por *hedge* intertemporal na equação (24). Para tanto, segue da equação (29) que:

$$E_{t+1} [z_{t+j+1}] = \Phi_1^{j+1} z_t + \Phi_1^j V_{t+1} \quad (29.1)$$

para todo $j > 1$, de forma que:

$$Cov_t (r_{t+1} - r_{0,t+1}i, - (E_{t+1} - E_t) z_{t+j+1}) = \Lambda_r (\Phi_1^\perp)^j \quad (31)$$

onde Λ_r é a submatriz de Λ que consiste na matriz de covariâncias do vetor de excessos de retorno $r_{t+1} - r_{0,t+1}i$ com o vetor de variáveis de estado z_{t+1} . Calculando-se o somatório da covariância na equação (31) para todo $j > 1$, segue que:

$$\begin{aligned} Cov_t (r_{t+1} - r_{0,t+1}i, - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j z_{t+j+1}) &= - \Lambda_r \sum_{j=1}^{\infty} (\rho \Phi_1^\perp)^j \\ &= - \Lambda_r (I - (\rho \Phi_1^\perp)^{-1} + \Lambda_r. \end{aligned} \quad (32)$$

A covariância na demanda por *hedge intertemporal* na equação (22) é a transposta da primeira linha da matriz na equação anterior.

O processo VAR nas equações (27) e (28) é estimado por máxima verossimilhança com a restrição de que todos os coeficientes das equações de regressão relativas aos excessos de retorno $r_{t+1} - r_{0,t+1}i$ são nulos, exceto pela constante. Isto significa que a defasagem de nenhuma variável de estado é capaz de explicar mudanças nos excessos de retorno dos ativos. Esta hipótese

é consistente com o modelo teórico da seção 2, o qual supõe que o prêmio de risco de qualquer ativo – em relação ao ativo referencial – é constante no tempo. O ativo financeiro usado como referencial é aplicação financeira lastreada no certificado de depósito interbancário (CDI) *over*. Um exemplo poderia ser uma letra financeira do Tesouro (LFT) principal com prazo de vencimento bastante longo. Cabe dizer que o emprego desta variável como *benchmark* está disseminado na indústria de fundos de investimentos. Dessa forma, a variável $r_{0,t+1}$ é definida como a diferença entre o log do retorno acumulado mensal do CDI *over* e o log da taxa de inflação. O vetor $r_{t+1} - r_{0,t+1}i$ consiste no excesso de retorno de três classes de ativos: uma carteira de mercado de ações, um título pré-fixado de curto prazo (maturidade de um mês) e um título pré-fixado de longo prazo (maturidade maior que um ano). O retorno da carteira de ações é dado pela variação mensal do índice Ibovespa. O retorno do título de curto prazo é dado pela taxa média (de final do período) do *swap* de três dias negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). O retorno do título de longo prazo é dado pela variação mensal do índice IRFM1P calculado pela Anbima, o qual mede a rentabilidade mensal de uma carteira de mercado composta por LTNs com maturidade maior que um ano. A taxa de inflação é medida pela variação mensal do IPCA. As séries históricas para todas as variáveis foram obtidas da base de dados do BCB. A estimação serve-se de dados mensais para o período compreendido entre dezembro de 2000 e junho de 2011, totalizando-se 127 observações de cada variável. A flexibilização do câmbio na economia brasileira em janeiro de 1999 é uma quebra estrutural que impede a utilização de séries mais longas. Também por esta razão não é possível usar dados trimestrais, dado o número muito pequeno de observações. Além disso, a série do índice IRFM1P começa em dezembro de 2000.

Como se explicará a seguir nesta seção, os parâmetros do VAR que são relevantes para explicar a demanda por *hedge* intertemporal de um ativo financeiro restringem-se aos coeficientes da equação de regressão do ativo referencial e à matriz de covariâncias dos resíduos. Cabe lembrar que o VAR é estimado com a restrição de que os coeficientes da equação de regressão dos excessos de retornos são nulos. Consequentemente, um passo muito importante na estimação do VAR é a seleção das variáveis de estado com poder de explicação sobre o retorno do ativo referencial, as quais estão incluídas no vetor S_{t+1} da expressão (25). Para tanto, com base na literatura teórica e empírica estabelecida para o Brasil e outros países, o trabalho estimou um modelo inicial de VAR com um conjunto de variáveis econômicas e financeiras que supostamente seriam capazes de explicar o retorno do ativo referencial. As únicas variáveis cujo efeito se revelou significativo foram o desvio da inflação (IPCA) acumulada nos últimos doze meses em relação à meta de inflação e o *spread* entre as taxas médias de *swap* de 360 e trinta dias negociadas na

BM&F, calculada ao mês no final do período.³ Esta última variável é uma medida da inclinação da estrutura a termo da taxa de juros à vista no mercado brasileiro, que reflete a expectativa deste quanto à evolução futura da taxa de juros referencial da economia.

Em seguida, um segundo modelo VAR é estimado com apenas as duas variáveis de efeito significativo incluídas no vetor S_{t+1} . Os resultados são apresentados na tabela 6. A parte A desta tabela apresenta os resultados da estimação dos coeficientes da equação de regressão da taxa mensal de retorno real do ativo referencial, em que o ativo referencial é uma aplicação mensal no CDI *over*. A estatística R^2 ajustada de 60% sugere que esta variável é razoavelmente previsível a partir das variáveis de estado incluídas no VAR. O efeito de sua defasagem e da defasagem do desvio da inflação (em relação à meta) são positivos e significativos aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. Um aumento de 1 p.p. da taxa de retorno do ativo referencial eleva em torno de 0,60 p.p. a expectativa desta taxa no mês seguinte, enquanto um aumento de 1 p.p. do desvio da inflação (em relação à meta) aumenta esta expectativa em 0,02 p.p. (0,24 p.p. anualizado). Estes dois resultados fazem sentido no contexto do regime de política monetária em vigor no período amostral, cuja principal característica foi perseguir uma meta de inflação por meio de ajustes graduais da taxa de juros básica da economia (*interest rate smoothing*), desvinculando-se, assim, de uma âncora cambial ou de algum tipo de acompanhamento direto da taxa de juros norte-americana. Já o *spread* entre as taxas longa e curta tem efeito negativo e significativo ao nível de 1%. Um aumento de 1 p.p. desta variável reduz em 0,85 p.p. a expectativa da taxa de retorno do ativo referencial no mês seguinte. Para entender este efeito, cabe observar que o *spread* entre as taxas longa e curta é a diferença entre as taxas de juros nominais à vista para os prazos de 360 dias e trinta dias. Logo, um aumento da inclinação da curva de juros sinaliza elevação na expectativa da taxa de juros nominal de trinta dias no médio prazo – nos meses futuros, além do mês imediatamente posterior. A previsão de política monetária mais contracionista no médio prazo reflete a expectativa da resposta da autoridade monetária a uma taxa de inflação mais elevada no curto prazo – ou seja, no mês imediatamente posterior –, o que explica, por sua vez, a redução da taxa de juros real do ativo referencial.

3. As variáveis cujo efeito se revelou não significativo foram o Embi Brasil do J. P. Morgan, a taxa de câmbio nominal, o índice de produção física industrial do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e a taxa nominal do *swap* de trinta dias.

TABELA 6
Resultados da estimação do VAR

Período amostral: dezembro/2000 - junho/2011						
Parte A: equação de regressão do ativo referencial (CDI over)						
Variável defasada	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística Z	Valor P		
CDI over ⁽¹⁾	0,6030	0,1124	5,3661	0,0000		
Ibovespa ⁽²⁾	-0,0102	0,0059	-1,7244	0,0846		
Título longo (IRFM1P) ⁽³⁾	0,0007	0,0226	0,0327	0,9739		
Título curto (Swap 30) ⁽⁴⁾	0,8352	0,4331	1,9284	0,0538		
Desvio inflação meta ⁽⁵⁾	0,0245	0,0123	1,9870	0,0469		
<i>Spread</i> curva juros ⁽⁶⁾	-0,8543	0,2151	-3,9708	0,0001		
Parte B: matriz de covariâncias dos resíduos						
	CDI over	Ibovespa	Título longo	Título curto	Desvio inflação meta	<i>Spread</i> curva juros
CDI over ¹	0,0715	-0,2140	0,0862	-0,0044	-0,0335	-0,0036
Ibovespa ²	-0,2140	58,4000	7,5700	0,0351	0,1790	-0,2740
Título longo (IRFM1P) ³	0,0862	7,5700	3,3700	0,0109	-0,0915	-0,1170
Título curto (Swap 30) ⁴	-0,0044	0,0351	0,0109	0,0064	0,0033	-0,0006
Desvio inflação meta ⁵	-0,0335	0,1790	-0,0915	0,0033	0,2640	0,0001
<i>Spread</i> curva juros ⁶	-0,0036	-0,2740	-0,1170	-0,0006	0,0001	0,0056

Fonte de dados: Banco Central/ANDIMA/BMF.

Notas: ¹ Taxa acumulada mensal do CDI over.

² Variação mensal do índice IBOVESPA.

³ Retorno do título de longo prazo, dado pela variação mensal do índice IRFM1P da Andima.

⁴ Taxa média (de final do período) do contrato de Swap de 30 dias negociado na BMF.

⁵ Desvio da inflação (IPCA) acumulada nos últimos doze meses em relação à meta de inflação.

⁶ Diferença entre as taxas médias de Swap de 360 e 30 dias negociadas na BMF, calculada ao mês no final do período.

A parte B da tabela 6 apresenta a estimativa da matriz de covariâncias dos resíduos. O excesso de retorno do Ibovespa covaria positivamente com o desvio da inflação (em relação à meta). Este resultado é coerente com o fato de que o aquecimento da economia pressiona simultaneamente para cima o IPCA e as expectativas do mercado quanto ao nível de atividade futura, o qual, por sua vez, impacta positivamente o preço das ações. Por sua vez, o excesso de retorno do Ibovespa covaria negativamente com o *spread* da curva de juros e o retorno real do ativo referencial. Este resultado decorre do impacto negativo que um deslocamento para cima na curva de juros exerce sobre o valor presente das ações. O excesso de retorno do título longo covaria negativamente com ambos: o desvio da inflação (em relação à meta) e o *spread* da curva de juros. Um choque positivo nestas duas variáveis está relacionado a uma expectativa de aumento da taxa de juros futura, provocando a queda do preço do título.

As estimativas dos parâmetros do processo VAR na tabela 6 podem ser substituídas na equação (32) para gerar estimativa da demanda por *hedge* intertemporal dos ativos. Como observado anteriormente, os parâmetros que influenciam esta demanda são os coeficientes da equação de regressão do ativo referencial e a matriz de covariância dos resíduos. Mais especificamente, a demanda por *hedge*

intertemporal de um ativo depende das covariâncias contemporâneas entre a inovação no seu excesso de retorno e as inovações nas variáveis de estado que explicam a taxa de retorno real do ativo referencial. Por exemplo, se o retorno de um ativo é positivamente (contemporaneamente) correlacionado com as variáveis de estado que têm efeito defasado negativo sobre o retorno do ativo referencial e/ou negativamente (contemporaneamente) correlacionado com as variáveis de estado que têm efeito defasado positivo sobre o retorno do ativo referencial, então o retorno corrente deste ativo será negativamente correlacionado com a expectativa do retorno futuro do ativo referencial. Neste caso, pode-se afirmar que o ativo covaria negativamente com as oportunidades futuras de investimento, tratando-se de instrumento eficiente de *hedge* intertemporal. Por sua vez, se o retorno de um ativo é positivamente (contemporaneamente) correlacionado com as variáveis de estado que têm efeito defasado positivo sobre o retorno do ativo referencial e/ou negativamente (contemporaneamente) correlacionado com as variáveis de estado que têm efeito defasado negativo sobre o retorno do ativo referencial, então o retorno corrente deste ativo será positivamente correlacionado com a expectativa do retorno futuro do ativo referencial. Neste caso, pode-se afirmar que o ativo covaria positivamente com as oportunidades futuras de investimento, tratando-se de instrumento ineficaz de *hedge* intertemporal. Para a grande maioria dos ativos, os dois casos supracitados estão presentes. O retorno de um ativo pode covariar positivamente com uma variável-estado com efeito positivo sobre o retorno do ativo referencial e, ao mesmo tempo, covariar negativamente com outra variável-estado de efeito também positivo sobre o retorno do ativo referencial. Neste caso, a covariância do retorno do ativo com a expectativa do retorno futuro do ativo referencial e, portanto, sua eficácia como *hedge* intertemporal dependerão da força relativa entre estes dois efeitos conflitantes.

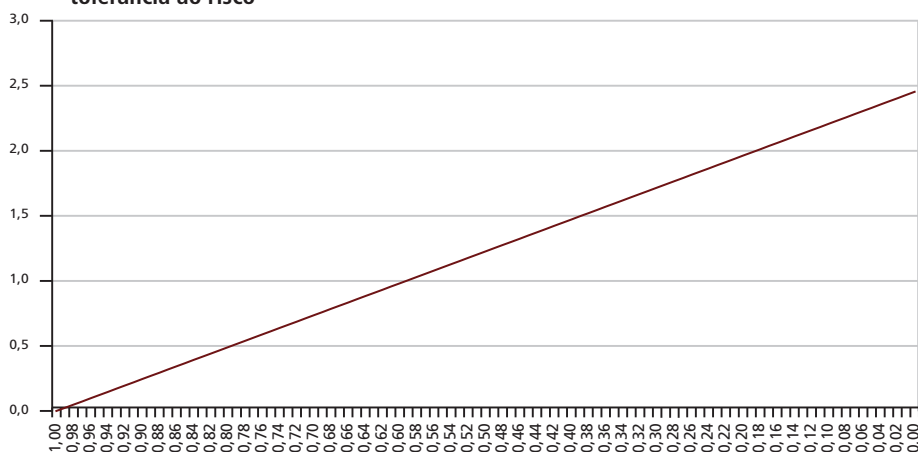
O resto da seção explica os determinantes da demanda por *hedge* intertemporal de cada um dos três ativos incluídos no processo VAR em adição ao ativo referencial: a carteira do Ibovespa, o título pré-fixado de curto prazo – representado pelo contrato de *swap* de trinta dias – e o título pré-fixado de longo prazo – representado pela carteira do índice IRFM1P da Anbima. Os gráficos 1 a 3 apresentam a demanda por *hedge* intertemporal destes três ativos para níveis de tolerância ao risco que variam de 1 a infinito, em que o grau de tolerância ao risco é definido como o inverso do grau de aversão ao risco. Dessa forma, um agente infinitamente avesso ao risco tem grau de tolerância ao risco praticamente igual a 0.

A segunda linha da matriz de covariâncias dos resíduos na parte B da tabela 6 apresenta as covariâncias contemporâneas entre as inovações do excesso de retorno da carteira do Ibovespa e as inovações de todas as outras variáveis de estado. Três fatos são relevantes para a eficácia desta carteira como *hedge* intertemporal.

Primeiro, o retorno da carteira do Ibovespa covaria negativamente com o retorno do ativo referencial e o *spread* da curva de juros, sendo que estas duas variáveis têm forte e significativo efeito – embora de sinal contrário – sobre a expectativa do retorno futuro do ativo referencial. A primeira tem efeito positivo, enquanto a segunda tem efeito negativo. Segundo, o retorno da carteira do Ibovespa covaria positivamente com o desvio da inflação (em relação à meta), sendo que esta variável tem efeito positivo significativo sobre a expectativa do retorno futuro do ativo referencial. Terceiro, o retorno da carteira do Ibovespa é altamente volátil e um choque positivo neste retorno tem efeito negativo significativo sobre a expectativa do retorno futuro do ativo referencial. O que se infere desta análise é que a estrutura de covariâncias contemporâneas do retorno da carteira do Ibovespa com as variáveis de estado gera efeitos conflitantes sobre a covariância do retorno desta carteira com as oportunidades futuras de investimento da economia. Enquanto a covariância negativa deste índice com o retorno do ativo referencial – bem como sua alta volatilidade – contribui para a eficácia da carteira do Ibovespa como *hedge* intertemporal, o inverso ocorre em relação aos sinais da covariância deste índice com ambos o *spread* da curva de juros e o desvio da inflação (em relação à meta). O efeito líquido deste conjunto de resultados explica o gráfico 1, o qual apresenta a demanda por *hedge* intertemporal pela carteira do Ibovespa como função do grau de tolerância ao risco. No intervalo considerado para este parâmetro, esta demanda é positiva e aumenta monotonicamente com a redução da tolerância ao risco. Isto significa que a carteira do Ibovespa tem valor com *hedge* intertemporal para os fundos previdenciários. Quanto mais avesso ao risco o gestor do fundo, maior sua demanda por renda variável a fim de se proteger contra flutuações nas oportunidades futuras de investimento. É importante observar, no entanto, que até mesmo um gestor extremamente conservador jamais alocará mais de 2,5% do patrimônio de seu fundo em ações. É, portanto, limitada a eficácia da carteira do Ibovespa como *hedge* intertemporal. Consequentemente, a alocação ótima em renda variável prescrita pelo modelo normativo da seção 2 encontra-se nos limites impostos pela legislação previdenciária, a qual estabelece um teto máximo de 30% do patrimônio do fundo aplicado neste segmento do mercado, conforme revela a tabela 2. Mais surpreendente é que a alocação ótima em renda variável tem a mesma ordem de grandeza da aplicação efetiva dos fundos previdenciários nesta classe de ativos. Como revela a tabela 4, a proporção dos fundos previdenciários investida em renda variável – como proporção do patrimônio total – aumenta continuamente de 0,10%, em 2005, para 3,48%, em 2009, em média de 1,68% ao longo desse período. Por sua vez, como demonstra o gráfico 1, a alocação ótima em renda variável eleva-se de 0% para 2,45%, à medida que o grau de tolerância ao risco diminui no intervalo considerado.

GRÁFICO 1

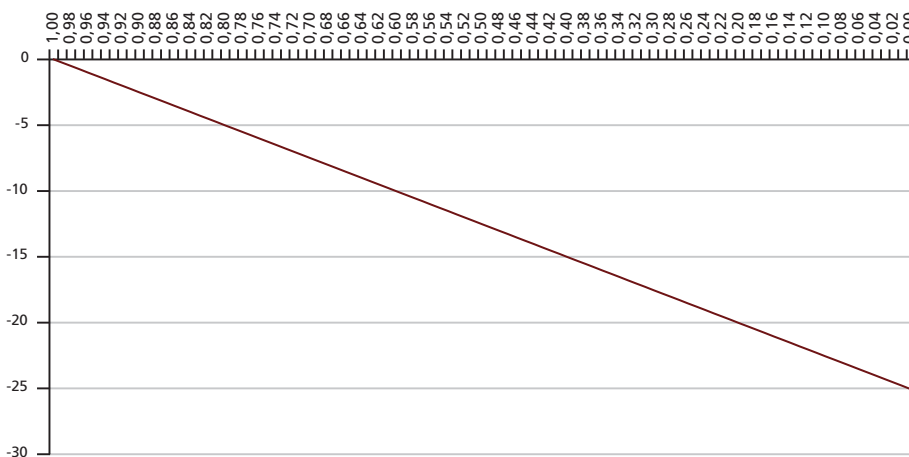
Demanda por *hedge* intertemporal pela carteira do Ibovespa em função do grau de tolerância ao risco¹



Nota: ¹ O eixo vertical é a participação percentual (%) da carteira do Ibovespa na riqueza do investidor, enquanto o eixo horizontal é o grau de tolerância ao risco do investidor, dado pelo inverso do grau de aversão ao risco.

A terceira linha da matriz de covariâncias dos resíduos na parte B da tabela 6 apresenta as covariâncias contemporâneas entre as inovações do excesso de retorno do título longo pré-fixado (a carteira do índice IRFM1P da Anbima) e as inovações de todas as variáveis de estado. O retorno do título longo covaria negativamente com ambos o desvio da inflação (em relação à meta) e o *spread* da curva de juros, sendo que estas duas variáveis têm efeitos significativos de sinal contrário sobre a expectativa futura do retorno do ativo referencial. Dessa forma, a estrutura de covariâncias contemporâneas do retorno do título longo com as variáveis de estado gera efeitos conflitantes sobre a covariância do retorno deste título com as oportunidades futuras de investimento da economia. Enquanto a covariância do retorno do título longo com o desvio da inflação (em relação à meta) favorece a eficácia deste título como *hedge* intertemporal, o resultado inverso ocorre em relação à sua covariância com o *spread* da curva de juros. Uma vez que o efeito negativo do *spread* da curva de juros sobre a expectativa do retorno futuro do ativo referencial é consideravelmente maior, em magnitude, que o efeito positivo do desvio da inflação (em relação à meta), é razoável supor que *posições compradas* no título longo não tenham valor como *hedge* intertemporal para o gestor do fundo. Este argumento é reforçado pelo fato de que a inovação do retorno do título longo covaria positivamente com a inovação do retorno do ativo referencial, o qual tem um efeito positivo forte e significativo sobre sua própria expectativa futura. A conclusão acima é confirmada pelo gráfico 2, o qual revela a demanda por *hedge* intertemporal pelo título longo como função do grau de tolerância ao risco do investidor. No intervalo considerado, esta demanda constitui posição vendida no título longo que aumenta monotonicamente em magnitude à medida que diminui o grau de tolerância ao risco, alcançando 25% do valor do patrimônio do fundo no caso de um investidor extremamente conservador.

GRÁFICO 2
 Demanda por *hedge* intertemporal pelo título de longo prazo em função do grau de tolerância ao risco¹

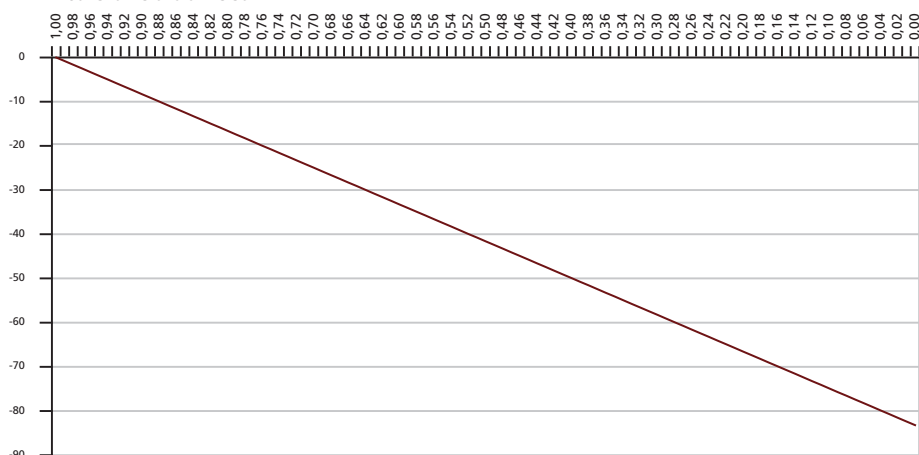


Nota¹: O eixo vertical é a participação percentual (%) do título de longo prazo na riqueza do investidor, enquanto o eixo horizontal é o grau de tolerância ao risco do investidor, dado pelo inverso do grau de aversão ao risco.

A quarta linha da matriz de covariâncias dos resíduos na parte B da tabela 6 apresenta as covariâncias contemporâneas entre as inovações do excesso de retorno do título curto pré-fixado (contrato de *swap* de trinta dias) e as inovações de todas as outras variáveis de estado. Estas covariâncias têm sinais idênticos aos que foram encontrados no caso das covariâncias do excesso de retorno da carteira do Ibovespa com as variáveis de estado. Dessa forma, como ocorre com esta carteira, a estrutura de covariâncias do retorno do título curto com as variáveis de estado gera efeitos conflitantes sobre a covariância do retorno deste título com as oportunidades futuras de investimento da economia. No entanto, ao contrário do que ocorre com a carteira do Ibovespa, o fator que contribui para a eficácia do título curto como *hedge* intertemporal (a covariância contemporânea negativa com o retorno do ativo referencial) exerce efeito mais fraco sobre a demanda pelo ativo em relação aos fatores que prejudicam a eficácia do título curto como *hedge* intertemporal (os sinais de sua covariância com ambos o *spread* da curva de juros e o desvio da inflação em relação à meta). Isto explica o gráfico 3, o qual apresenta a demanda por *hedge* intertemporal pelo título curto como função do grau de tolerância ao risco do investidor. No intervalo considerado, esta demanda constitui uma posição vendida no título curto que aumenta monotonicamente em magnitude à medida que diminui o grau de tolerância ao risco, alcançando 80% do valor do patrimônio do fundo no caso de um investidor extremamente conservador.

GRÁFICO 3

Demanda por *hedge* intertemporal pelo título de curto prazo em função do grau de tolerância ao risco¹



Nota:¹ O eixo vertical é a participação percentual (%) do título de curto prazo na riqueza do investidor, enquanto o eixo horizontal é o grau de tolerância ao risco do investidor, dado pelo inverso do grau de aversão ao risco.

O conjunto dos resultados discutidos aqui permite concluir que é ótimo para os gestores dos fundos previdenciários carregarem posições vendidas em títulos pré-fixados, sejam estes curtos ou longos, para fins de *hedge* intertemporal. Ao contrário do que ocorre com a carteira do Ibovespa, *posições compradas* em títulos pré-fixados não têm valor como *hedge* intertemporal para um investidor de longo prazo. Dada a impossibilidade de os fundos previdenciários emitirem títulos pré-fixados, a alocação ótima nestes ativos consiste na prática de uma solução de canto – ou seja, uma posição nula em títulos pré-fixados. Como revela a tabela 4, este resultado é de certa forma compatível com a participação média quase duas vezes maior dos títulos pós-fixados em relação aos títulos pré-fixados na carteira dos fundos previdenciários no período 2005-2009.

7 CONCLUSÃO

O capítulo investigou a eficiência alocativa da política de investimentos dos fundos previdenciários instituídos no RPPS dos entes federativos brasileiros. Para tanto, desenvolve-se modelo de alocação estratégica de portfólio para um fundo previdenciário cujos recursos financiam um plano do tipo benefício definido. Usando-se como *benchmark* um título pós-fixado atrelado à taxa Selic, o modelo é utilizado para derivar a demanda por *hedge* intertemporal de três classes de ativos financeiros: a carteira de mercado de ações do Ibovespa, um título pré-fixado de curto prazo (o contrato de *swap* de trinta dias da BM&F) e um título pré-fixado de longo prazo (a carteira do índice IRFM1P da Anbima). Uma vez que os fundos previdenciários são tradicionais investidores de longo prazo com grau de tolerância ao risco relativamente baixo, a análise enfatiza o valor dos ativos financeiros como *hedge* intertemporal para flutuações das oportunidades futuras de investimento.

Os resultados revelam que uma posição comprada em renda variável tem valor como *hedge* intertemporal, embora a proporção ótima do patrimônio do fundo investida na carteira do Ibovespa nunca ultrapasse 2,5%, até mesmo no caso de gestão bastante conservadora. Por sua vez, posições compradas em títulos pré-fixados curtos ou longos não têm valor como *hedge* intertemporal, de forma que posições nulas nestes ativos são ótimas quando posições vendidas não são possíveis. A explicação para estes resultados encontra-se nos efeitos conflitantes implicados pela matriz de covariância contemporânea entre o retorno real de curto prazo dos ativos e as variáveis de estado com efeito significativo na equação de predição do retorno do ativo referencial: sua própria defasagem, o desvio da inflação (em relação à meta) e o *spread* da curva de juros. Consequentemente, não é possível concluir que a menor participação da renda variável e dos títulos pré-fixados – concernentes aos títulos pós-fixados – na política de investimentos recente dos fundos previdenciários seja resultado de gestão que negligencie o valor destes ativos com *hedge* intertemporal. Da mesma forma, os limites relativamente estreitos impostos pela legislação sobre as aplicações em renda variável parecem não impedir a alocação mais eficiente dos fundos previdenciários.

REFERÊNCIAS

CAMPBELL, J. Y. Stock returns and the term structure. **Journal of Financial Economics**, v. 18, n. 2, p. 373-399, June 1987.

CAMPBELL, J. Y.; CHAN, Y. L.; VICEIRA, L. M. A Multivariate model of strategic asset allocation. **Journal of Financial Economics**, v. 67, n. 1, p. 41-80, 2002.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATAHN, R.; RUNKLE, D. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, Dec.1993.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M. **Strategic asset allocation**: portfolio choice for long-term investors. Oxford: Oxford University Press, 2002.

_____. Consumption and portfolio decisions when expected returns are time varying. **Quartely Journal of Economics**, v. 114, n. 2, p. 433-495, May 1999.

MERTON, R. C. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 3, p. 247-257, 1969.

_____. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. **Journal of Economic Theory**, v. 3, n. 4, p. 373-413, Dec. 1971.

GASTOS COM BENS DURÁVEIS NO CICLO DA VIDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS¹

Marcos Antonio Coutinho da Silveira²

1 INTRODUÇÃO

A partir da base de microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008-2009, este trabalho descreve e procura entender a trajetória do gasto com bens duráveis das famílias brasileiras ao longo do ciclo da vida. Excluindo os itens de mais valor unitário, como imóveis e veículos, os dados revelam que o gasto total alcança seu ápice logo no início do ciclo da vida, na faixa entre 20 e 30 anos, declinando lenta e continuamente com o avanço da idade, para então praticamente se estabilizar no final do ciclo. Este resultado sugere que as famílias buscam, no alcance de suas condições financeiras, comprar o mais rapidamente possível o estoque desejado de bens duráveis de valor unitário relativamente mais baixo, como móveis, equipamentos e eletrodomésticos. Este resultado é consistente com a predição da teoria do ciclo da vida/renda permanente de que o consumidor representativo deseja suavizar o consumo dos serviços providos pelos bens duráveis no ciclo da vida, proporcional ao tamanho do estoque, embora não alcance plenamente este objetivo, devido à existência de restrições no mercado de crédito.

Por outro lado, a inclusão de veículos no gasto total com bens duráveis modifica substancialmente sua trajetória ao longo do ciclo da vida, passando a revelar um formato côncavo, em forma de U invertido, muito próximo aos resultados encontrados por estudos com dados de outros países. Neste caso, o gasto total aumenta progressivamente na fase inicial do ciclo, alcançando seu ápice apenas na faixa etária entre 40 e 50 anos, para então declinar e se estabilizar na velhice. Novamente, a explicação mais plausível para este resultado é a existência de imperfeições, no mercado de crédito, que impedem a suavização intertemporal do consumo. Além disso, esta restrição é mais forte para bens de maior valor unitário, os quais exigem maior financiamento sob condições mais rígidas, em geral, não compatíveis com a condição financeira das famílias mais jovens, ainda sem reputação no mercado de crédito e com nível de renda relativamente menor.

1. Este estudo foi publicado em julho de 2014, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1984.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Entender a evolução do consumo da poupança e da alocação de portfólio no ciclo da vida tem importância teórica e também para a formulação de políticas públicas. Ela impacta sobre a eficácia tanto das reformas na Previdência Social e no sistema tributário, quanto das medidas de incentivo à poupança e ao fortalecimento do mercado de capitais. Não é surpresa que o tema seja há muito tempo objeto de intenso debate, o qual continua longe de conclusivo. O marco inicial da discussão é o modelo do ciclo da vida/renda permanente, o qual explica as decisões de consumo e poupança como resultado de um problema de alocação intertemporal de recursos a partir das preferências entre consumo presente e consumo futuro. A principal predição do modelo é que o consumidor representativo suaviza seu consumo no tempo, compensando as flutuações na renda corrente com recursos levantados no mercado de crédito. Entretanto, na medida em que os dados contradisseram a teoria, algumas modificações do modelo canônico produziram resultados mais realistas, em particular no que diz respeito à existência de restrição ao crédito e à formação de poupança precaucionária. Mais recentemente, uma linha de pesquisa na área de finanças tem relaxado as hipóteses do modelo padrão de alocação de portfólio, mostrando de que maneira variáveis demográficas, como a idade, podem interferir na alocação de portfólio das famílias.

Numa definição mais ampla de poupança, os bens duráveis são uma importante forma de alocação de poupança pessoal, ao lado dos ativos financeiros e do investimento em capital humano, entrando com uma proporção significativa no orçamento das famílias. Logo, em qualquer ponto do ciclo da vida, o indivíduo representativo defronta-se com a decisão de alocar sua renda e riqueza entre consumo de bens não duráveis, compra de bens duráveis e aplicação em ativos financeiros. No mundo real, com mercados incompletos e imperfeitos, estas decisões são interdependentes e precisam ser analisadas simultaneamente. Um exemplo é o valor dos bens duráveis como colateral de empréstimos pessoais para um indivíduo sujeito à restrição de crédito, o qual pode então desfazer-se de seus ativos financeiros e aumentar seu consumo. Consequentemente, qualquer modelo rigoroso de poupança e alocação de portfólio precisa incorporar o gasto das famílias com bens duráveis como um importante componente do orçamento familiar. Além desta introdução, o trabalho tem outras cinco seções. A seção 2 traz um sumário da literatura do consumo no ciclo da vida, ressaltando a presença dos bens duráveis. A seção 3 explica a base de dados. A seção 4 desenvolve a parte empírica do trabalho. A seção 5 conclui.

2 LITERATURA

Em linhas gerais, a hipótese do ciclo da vida/renda permanente estabelece que o nível ótimo de consumo corrente é aproximadamente constante ao longo da vida, sendo determinado pela renda permanente, a qual é definida como a soma da riqueza financeira mais o valor presente do fluxo de rendimentos futuros esperados.

Desta forma, o consumo corrente independe da renda corrente, ou seja, choques transitórios na renda corrente não têm efeito sobre o consumo corrente. Além disso, supondo uma trajetória côncava para a renda corrente média ao longo da vida, o consumo corrente do indivíduo representativo pode ser suavizado intertemporalmente por meio do acesso ao mercado de crédito: ele toma empréstimos na juventude, quando sua renda corrente é insuficiente para satisfazer seu consumo ótimo, e poupa na idade adulta, não só para saldar as dívidas contraídas no período anterior, mas também para financiar seu consumo na velhice, quando estiver aposentado. Logo, a taxa de poupança seguiria um U invertido, de forma a suavizar o consumo ao longo da vida.

Subjacente à hipótese do ciclo da vida/renda permanente está a maximização de uma utilidade intertemporal pelo consumidor sujeito a uma restrição orçamentária intertemporal. O resultado deste problema é um plano de consumo que iguala as utilidades marginais do consumo em diferentes pontos do tempo e em diferentes estados da natureza, com uma eventual taxa de crescimento que vai depender da taxa de juros e do fator de desconto intertemporal. Este processo de suavização do consumo ocorre por meio de uma transferência intertemporal e intratemporal de recursos financeiros mediante compra e venda de ativos financeiros disponíveis no mercado. Consequentemente, uma condição para a alocação ótima de recursos ao longo do ciclo da vida é o acesso ao mercado de crédito.

A principal predição do modelo do ciclo da vida/renda permanente costuma ser contestada pela evidência empírica. Segundo o modelo, a renda corrente não deveria influenciar o consumo corrente, o qual seria determinado apenas pela renda permanente. Ao contrário, pesquisas em muitos países sugerem a existência de um forte paralelismo entre consumo corrente e renda corrente. Em particular, uma trajetória em forma de U invertido é observada para o consumo corrente, com dados da economia norte-americana, refletindo a trajetória côncava da renda corrente média no ciclo da vida. No entanto, este paralelismo não é suficiente para invalidar a hipótese central do modelo, a qual afirma que as pessoas buscam, quando possível, manter um padrão de consumo estável ao longo do ciclo da vida. À princípio, o paralelismo poderia ser explicado por meio de problemas relativos à definição de variáveis, como em Attanasio (1999), o qual argumenta que o efeito da idade sobre o consumo é anulado mediante correções demográficas que levem em conta mudanças no tamanho e na composição da família ao longo do ciclo da vida. No entanto, embora amenizado, o paralelismo permanece mesmo após tais correções, continuando os dados a mostrar uma trajetória em forma de U invertido para o consumo corrente no ciclo da vida.

Outra forma de explicar o paralelismo sem renunciar à hipótese central de suavização de consumo nas preferências do indivíduo representativo é permitir a existência de falhas de mercado tais como a restrição para o acesso ao crédito.

Um indivíduo que sofre restrição de crédito, mesmo esperando um fluxo de renda crescente, não pode tomar empréstimos na juventude para financiar o nível de consumo ótimo. Neste caso, na ausência de riqueza financeira previamente acumulada ou herdada, seu consumo está restrito por sua renda corrente, e o melhor que pode fazer é consumir tudo o que ganha, resultando numa alocação intertemporal de recursos ineficiente. Uma consequência disto é que choques transitórios na renda corrente têm efeito significativo sobre o consumo corrente, e o indivíduo torna-se assim um “consumidor keynesiano”. É importante salientar que o indivíduo que sofre de restrição de crédito não vai suavizar consumo no tempo, mesmo que suas preferências sejam por manter um nível de consumo estável durante a vida. Logo, o paralelismo entre renda corrente e consumo corrente provocado por restrição de crédito não é evidência contra a hipótese de suavização de consumo implícita na teoria do ciclo da vida/renda permanente.

A ausência de acesso ao crédito não somente implica uma restrição sobre o consumo corrente, como também pode deslocar o nível de consumo corrente para um nível inferior ao da renda corrente, devido à necessidade de formação de uma poupança precaucionária na forma de ativos financeiros líquidos. A poupança precaucionária é uma forma de proteção contra reduções abruptas e inesperadas do consumo futuro devido a choques adversos na renda do consumidor, tais como acidentes e perda do emprego. Quanto maiores o grau de aversão ao risco do consumidor e a incerteza em relação ao seu fluxo de renda futura, maior a poupança precaucionária. E como é bastante provável que esta aversão ao risco e/ou esta incerteza flutuem no ciclo da vida, mais uma razão para o consumo variar significativamente com a idade. É importante frisar que a restrição ao crédito também está na raiz da demanda por uma poupança precaucionária. Caso contrário, uma necessidade eventual de recursos acima da renda corrente poderia ser satisfeita por meio de empréstimos temporários.

Embora as hipóteses de restrição de crédito/poupança precaucionária confirmem ao modelo básico do ciclo da vida/permanente o realismo necessário para reproduzir o paralelismo entre renda e consumo de bens não duráveis, elas também produzem previsões incompatíveis com outros importantes fatos estilizados. Em especial, a acumulação de ativos financeiros líquidos logo no início do ciclo da vida, a título de poupança precaucionária, é contestada pela evidência empírica de que os jovens carregam muito pouco destes ativos em carteira, migrando para estes apenas em uma fase mais avançada de suas vidas; ainda assim, apenas a título de poupança para aposentadoria.

Outra importante crítica ao modelo do ciclo da vida/renda permanente é a ausência de um tratamento adequado e explícito para o consumo e os gastos com bens duráveis, os quais respondem por uma proporção significativa da despesa total das famílias. São vários os canais mediante os quais se manifesta o efeito dos bens duráveis sobre as decisões do plano de consumo e poupança das famílias.

Em uma definição ampla de poupança, bens duráveis são ativos reais cujo risco de mercado pode interferir na alocação de carteira da poupança financeira das famílias. Um exemplo notório são os imóveis residenciais, os quais competem com as diversas classes de ativos financeiros pela poupança das famílias.

Não menos importante, algumas categorias de bens duráveis podem ser usadas como instrumento de poupança precaucionária. Isto vale tanto para itens de valor unitário elevado – tais como imóveis e veículos, no caso das famílias de alta renda – como também para itens de valor unitário pequeno, tais como móveis e eletrodomésticos, no caso das famílias de baixa renda. É claro que um bem durável só será eficaz como poupança precaucionária se tiver suficiente liquidez ou se for aceito como colateral para empréstimos pessoais. Quando isto ocorre, o bem durável é claramente preferível como instrumento de poupança precaucionária em relação aos ativos financeiros líquidos. Isto porque oferece, além da proteção contra eventuais choques negativos na renda, um fluxo de serviços de consumo cuja utilidade marginal é bastante elevada em decorrência da restrição de crédito. Consequentemente, a incorporação de bens duráveis no modelo do ciclo da vida/renda oferece uma explicação para a participação muito pequena dos ativos financeiros na carteira das famílias mais jovens.

Com estas motivações, parte da literatura procura explicar o comportamento dos gastos com bens duráveis no ciclo da vida, bem como as implicações de sua existência para a trajetória dos gastos com consumo de bens não duráveis. Exemplos desta literatura são Dunn (1998) e Fernandez-Villaverde e Krueger (2002), os quais introduzem bens duráveis em um modelo de equilíbrio geral dinâmico de ciclo da vida com choques idiossincráticos na renda e restrição de crédito, contribuindo para explicar, entre outros resultados, a demanda por poupança precaucionária. Por sua vez, Balvers e Szerb (2000) e Yang (2006) seguem esta linha de pesquisa para analisar o caso específico da demanda por imóveis.

Ao incorporar bens duráveis no modelo de consumo, é preciso ter sempre em mente a distinção entre gastos com bens duráveis e o consumo de serviços dos bens duráveis. No caso dos bens não duráveis, os dois conceitos se confundem, uma vez que o consumo destes bens é instantâneo. Com bens duráveis, o gasto com o bem ocorre em um momento do tempo, enquanto o fluxo de serviços provido por seu consumo se prolonga no tempo até a completa depreciação do bem. Mas qual é então a implicação das hipóteses da teoria do ciclo da vida/renda permanente para a trajetória dos gastos com bens duráveis? Supondo-se que o consumo de bens não duráveis e o consumo de serviços dos bens duráveis entram separadamente na utilidade dos indivíduos, o plano ótimo das famílias que maximizam uma utilidade intertemporal é suavizar o fluxo de consumo dos serviços de bens duráveis ao longo do ciclo da vida, como acontece no caso do consumo de bens não duráveis. Imaginando-se que o fluxo de serviços dos bens duráveis é aproximadamente proporcional ao seu estoque, a implementação daquele plano

ótimo exige que todo o estoque de bens duráveis seja comprado logo no início do ciclo da vida, com gastos futuros adicionais apenas para compensar a depreciação dos bens. Desta forma, o estoque de bens duráveis e, portanto, o fluxo de consumo dos seus serviços ficaria constante no ciclo da vida.

Exatamente como acontece com o consumo de bens não duráveis, a evidência empírica mostra que o comportamento do gasto com bens duráveis no ciclo da vida conflita com as previsões da teoria, o que pode ser mais uma vez explicado pela existência de restrições ao mercado de crédito para o financiamento destes bens. Com base em pesquisas de orçamentos familiares, Fernandez-Villaverde e Krueger (2002) concluem que o gasto com bens duráveis e não duráveis das famílias norte-americanas segue uma trajetória em forma de U invertido. Eles também mostram que a riqueza dos jovens é composta majoritariamente de bens duráveis, com pequena presença de ativos financeiros líquidos. Consequentemente, em vez da rápida formação de um estoque completo de bens duráveis logo no início do ciclo da vida, seguido apenas por amortizações periódicas, o que se observa na realidade é um acúmulo gradativo do estoque ao longo do ciclo, alcançando seu pico na meia idade para então decrescer lentamente na fase final do ciclo. Pode-se argumentar que a hipótese de restrição de crédito é mais forte no caso dos bens duráveis, uma vez que estes podem servir de colateral para o seu próprio financiamento. No entanto, trata-se de uma colateral com valor erodido pela depreciação do bem e ameaçado por choques adversos, não garantindo com certeza o pleno pagamento das obrigações. Desta forma, é mais provável que, além da exigência de garantia real, os credores imponham condições mais rígidas para a concessão de financiamento, tais como prazos mais curtos de amortização, comprovante de renda e pagamento de entrada. Uma vez que a capacidade de satisfazer tais condições é diretamente proporcional ao nível de renda corrente do consumidor, cria-se um mecanismo para que a trajetória do gasto com bens duráveis no ciclo da vida, e consequentemente do estoque destes bens, evolua paralelamente à trajetória côncava, em forma de U invertido, da renda corrente.

3 BASE DE DADOS: POF 2008-2009

O trabalho descreve e procura explicar a trajetória do gasto com bens duráveis no ciclo da vida das famílias brasileiras. A base de dados empregada é o produto da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008-2009 (POF 2008-2009) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).³ Esta pesquisa lança mão de questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras. Entre os seis questionários da POF 2008-2009 com informação relevante para o trabalho, o primeiro reporta as características pessoais dos membros das famílias, tais como

3. Três outras pesquisas foram realizadas anteriormente: 1987-1988, 1995-1996 e 2002-2003.

idade, sexo e educação; o segundo reporta as despesas coletivas das famílias em diferentes categorias de bens, entre os quais a maioria dos bens duráveis, e também traz um inventário físico de alguns bens duráveis; o quarto reporta as despesas individuais dos membros das famílias em diferentes categorias de bens, entre os quais alguns bens duráveis, como veículos e imóveis; o recorte mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias.⁴ Para calcular o valor total do gasto com bens duráveis de uma família, é necessário agregar as despesas individuais de seus membros no questionário 4, para então somar o resultado com as despesas coletivas no questionário 2.⁵

Existe alguma arbitrariedade na seleção dos bens classificados como duráveis. A primeira inclinação é classificar como não duráveis todos os bens de consumo imediato, tais como alimentos e serviços, e, em contraposição, como duráveis todos os outros bens. Mas o que dizer de um simples chaveiro, uma persiana, um colchão ou algumas peças de vestuário, tais como ternos, bijuterias, cintos e calçados? Estes bens podem ser guardados e consumidos ao longo de vários anos, embora as estatísticas oficiais e trabalhos acadêmicos normalmente os classifiquem como bens não duráveis. A razão para tanto é que, na prática, costumam ser descartados com muita frequência em virtude de seu baixo valor unitário relativo à renda familiar. Mas isto não parece muito razoável no caso de famílias muito pobres, como são boa parte das famílias na amostra deste trabalho. Consequentemente, para que a informação sobre o gasto total com bens duráveis seja a mais fidedigna possível para as famílias de todas as faixas de renda, o trabalho classifica como durável uma extensa lista de categorias de bens: mobiliários e artigos do lar, eletrodomésticos, joias, veículos e bicicletas, instrumentos musicais, celulares, máquinas fotográficas, computadores, imóveis e material de construção. Por outro lado, itens de vestuário não são classificados como bens duráveis, independentemente de seu valor ou durabilidade. O gasto total para cada família é líquido da receita com a venda de bens. Testes de robustez com definições mais restritas de bem durável não alteraram significativamente os resultados.

As POFs não reportam uma medida observada do fluxo de serviços de consumo providos pelos bens duráveis, sem dúvida o objeto de maior interesse do ponto de vista da teoria econômica, mas somente os gastos monetários efetivamente incorridos na compra destes bens. Esta distinção não faz sentido no caso de bens não duráveis, de consumo imediato, para os quais é perfeitamente razoável medir o fluxo de serviços de consumo em um período como o gasto total com a compra destes bens no mesmo período. Porém, a distinção é crucial quando se trata de bens de consumo duráveis. Por exemplo, se uma família compra um carro hoje, ela vai receber um fluxo

4. Recursos não monetários são especialmente importantes para as condições de vida das famílias de baixa renda.

5. Em relação aos demais questionários, o terceiro investiga as despesas coletivas com alimentos; o sexto examina a avaliação das famílias sobre alguns aspectos importantes de suas condições de vida; e o sétimo é uma caderneta de consumo pessoal de alimentos.

de serviços de transporte por um longo número de períodos, apesar de as despesas apenas serem incorridas (e reportadas nas POFs) hoje e, portanto, uma única vez. Uma alternativa seria imputar o fluxo de serviços de consumo provido pelos bens duráveis a partir do valor estimado do estoque destes bens, o qual é constituído pela soma das compras líquidas destes bens até o momento presente. No entanto, exceto no caso dos imóveis, as POFs trazem apenas um inventário meramente físico de um número restrito de bens duráveis: grandes eletrodomésticos, veículos e computadores. Por conta destas limitações, não há outra alternativa senão analisar o consumo dos bens duráveis das famílias brasileiras a partir dos dados relativos a seus gastos com a compra deste bens. Felizmente, os modelos teóricos do consumo no ciclo da vida que incorporam bens duráveis fornecem previsões não só para os fluxos de serviços de bens duráveis, mas também para a trajetória do gasto com estes bens no ciclo da vida. Contrastando estas previsões com a evidência empírica, é possível então avançar na construção de modelos quantitativos capazes de explicar e replicar o comportamento do consumo dos bens duráveis.

A distinção entre serviços de consumo e gasto com bens duráveis traz outro problema prático para o estudo do consumo dos bens duráveis no ciclo da vida com base nos dados produzidos pelas POFs. Em teoria, uma família pode adquirir a posse de um bem durável, e assim consumir os serviços providos por ele, tanto por meio do seu aluguel como mediante a sua compra. Quanto maior a taxa de juros, maior o estímulo para o aluguel do bem, descontados os eventuais custos de transação. A possibilidade de aluguel de bens duráveis acrescenta maior complexidade ao problema de decisão das famílias, ficando bem mais difícil prever teoricamente a trajetória ótima do gasto com bens duráveis no ciclo da vida. Sem um referencial teórico contra o qual contrastar a evidência empírica, não é possível julgar a validade das hipóteses subjacentes aos modelos de consumo no ciclo da vida. Na prática, porém, o aluguel de bens duráveis é observado de forma generalizada apenas no caso de imóveis residenciais. Até mesmo o aluguel de veículos de passeio costuma ser uma atividade esporádica em viagens de férias. Desta forma, o trabalho contorna o problema supracitado excluindo a aquisição de imóveis residenciais do gasto total com bens duráveis. Uma objeção à supressão deste importante item no orçamento familiar é a sua eventual complementaridade em relação aos demais bens duráveis. Esta é uma importante limitação do trabalho que merece uma investigação futura.

A unidade de observação usada na parte empírica deste trabalho corresponde ao conceito de unidade de consumo usado na POF, a qual é definida como um morador ou grupo de moradores de um domicílio particular permanente que compartilham a mesma fonte de alimentação, ou seja, que utilizam um mesmo estoque de alimentos e/ou que realizam um conjunto de aquisições alimentares comuns.⁶

6. Nas situações em que não exista estoque de alimentos nem aquisições alimentares comuns, a identificação da unidade de consumo deverá ser feita por meio das despesas com moradia.

A situação mais comum é a de um domicílio com apenas uma unidade de consumo, constituída de casal e seus filhos, com ou sem dependentes, que compartilham das principais refeições no domicílio, sendo os alimentos provenientes de um único estoque. A amostra total da POF 2008-2009 consiste de 56.091 unidades de consumo, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais. Cabe comentar que a pesquisa faz uma diferença entre os conceitos de família e unidade de consumo, de forma que esta pode conter várias famílias.⁷ No entanto, como este fato é bastante incomum e dado o objetivo do trabalho, o conceito de família usado neste trabalho, a título de simplificação, coincide com o de unidade de consumo da POF.

O tempo da pesquisa da POF foi de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para a precisão da informação. Em geral, as despesas de menor valor são aquelas normalmente realizadas com mais frequência e as despesas de maior valor são aquelas realizadas com menor frequência. Além disso, a memória das informações relacionadas a uma aquisição com valor mais elevado é preservada por um período de tempo mais longo.⁸ Assim, quatro períodos de referência são definidos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. Os períodos de referência dos bens duráveis e dos rendimentos são de doze meses. Devido a sua natureza, a despesa com um bem durável é de baixa frequência, independentemente de seu valor. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes em uma data referencial, corrigindo assim o efeito distorcivo da inflação.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

O ponto de partida da análise empírica do trabalho é verificar se os dados microeconômicos referentes aos gastos com bens duráveis das famílias brasileiras corroboram a teoria do ciclo da vida/renda permanente, cuja hipótese central é de que as famílias desejam suavizar consumo no tempo. Supondo acesso irrestrito ao mercado de crédito, esta hipótese implica uma trajetória para o nível de consumo aproximadamente constante ao longo do ciclo da vida.⁹ Mais precisamente, o efeito

7. A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) define família como um conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que morem na mesma unidade domiciliar; ou como uma pessoa que more só em uma unidade domiciliar.

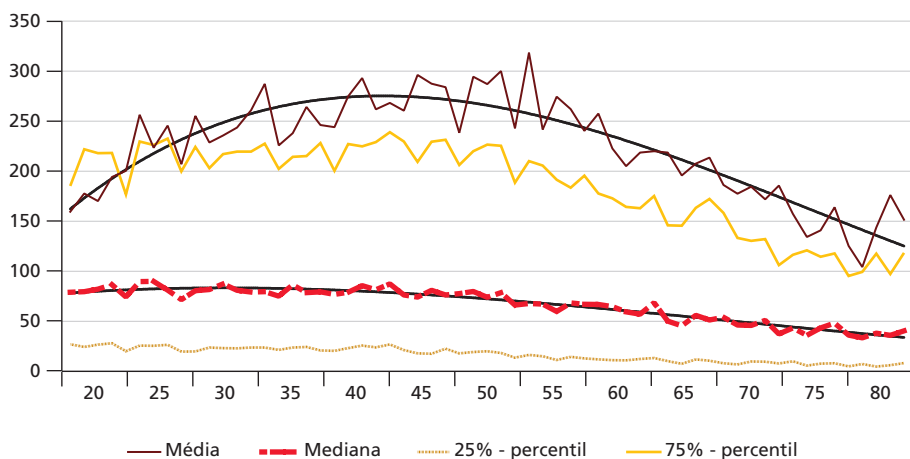
8. Pode haver problemas quanto à fidelidade da informação recolhida, uma vez que, muitas vezes, os valores reportados pelas famílias podem não ser precisos, seja por engano perceptivo, seja por esquecimento do entrevistado. Supõe-se neste estudo que os erros de reportagem estejam quase que igualmente distribuídos entre os diferentes grupos sociais.

9. É claro que a taxa de crescimento do consumo corrente é igual a zero somente se a taxa de juros da economia for igual à taxa de desconto intertemporal das famílias, a qual mede o seu grau de impaciência em relação ao consumo.

sobre o consumo corrente de choques e flutuações na trajetória da renda corrente é anulado pela venda líquida de ativos financeiros, eliminando assim qualquer paralelismo entre renda e consumo. No que tange aos bens duráveis, para os quais existe uma separação entre gasto e consumo, a hipótese de suavização de consumo significa que as famílias compram – por meio de financiamento se necessário – todo o estoque destes bens logo na fase inicial do ciclo da vida, de forma a suavizar o fluxo de serviços de consumo ao longo do ciclo. Gastos adicionais com o avançar da idade são efetuados somente para repor a depreciação dos bens.

O gráfico 1 revela a trajetória do gasto mensal com bens duráveis das famílias brasileiras no ciclo da vida. A fim de obter uma noção mais clara da distribuição da variável, quatro estatísticas são analisadas: média, mediana, 25%-percentil e 75%-percentil. Para cada família da amostra, o gasto mensal com bens duráveis é uma estimativa produzida pela divisão do gasto total a partir dos dados da POF (para um período referencial de um ano) pelo número de doze meses. Por sua vez, o valor observado para a idade da família é a idade do membro reportado como a pessoa de referência da família. O ciclo da vida é restrito ao intervalo entre 20 e 80 anos de idade. O número de observações é bastante escasso fora deste intervalo. Além disso, na faixa etária acima de 80 anos, muito possivelmente existe um viés de seleção amostral positivo no efeito estimado da idade sobre o gasto com bens duráveis. Isto porque as famílias mais pobres duram relativamente menos tempo, uma vez que seus chefes, em idade avançada, têm maior probabilidade de se transferir para uma família com um chefe mais jovem.

GRÁFICO 1

Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida

Elaboração do autor.

O gráfico 1 revela um comportamento fortemente influenciado pelos valores no extremo superior da distribuição. A média supera o 75%-percentil em praticamente todas as idades, com maior intensidade a partir dos 30 anos. Além disso, a trajetória da média apresenta um formato côncavo – de U invertido – no ciclo da vida, enquanto as trajetórias das outras estatísticas decrescem lenta e continuamente com a idade, embora mais rapidamente a partir dos 50 anos. Estes resultados não corroboram a predição de suavização do consumo, pelo qual os gastos com bens duráveis se concentram na fase inicial do ciclo da vida. Se isto é óbvio em relação à trajetória côncava da média, também é verdade para as trajetórias dos outros momentos. A velocidade muito lenta com que os quartis da distribuição decrescem ao longo do ciclo da vida não sustenta o argumento de que o nível de gasto com bens duráveis observado em idades mais avançadas, o qual é ainda relativamente elevado, seja apenas o suficiente para repor a depreciação dos bens.

A literatura tem argumentado que mudanças no tamanho e na composição da família ao longo do ciclo da vida podem estar na raiz da existência de um paralelismo entre renda corrente e consumo corrente. Isto aconteceria porque os dados observados nas pesquisas de orçamentos familiares referem-se ao consumo total dos membros da família, e não ao consumo de um único indivíduo. A solução usualmente proposta para contornar o efeito espúrio de variáveis demográficas sobre a trajetória do consumo familiar no ciclo da vida tem sido a sua normalização por uma medida efetiva do tamanho da família, denominada número de “adultos equivalentes”, a qual leva em conta não apenas o número de membros da unidade familiar, como também sua composição entre adultos e crianças. Entre as inúmeras alternativas existentes, este trabalho toma emprestado a definição de “adultos equivalentes” proposta por Ferreira e Litschfield (1998).¹⁰ Sua fórmula captura o fato de que membros da família com idades distintas têm uma diferente escala de necessidades em relação a um membro adulto, bem como a existência de importantes economias de escala à medida que o tamanho da família aumenta.

Os gráficos 2 e 3 repetem o exercício do gráfico 1 para os casos em que o gasto com bens duráveis é normalizado, respectivamente, pelo número de “adultos equivalentes” e pelo número de membros da família. A simples normalização pelo número de membros é feita apenas a título de robustez.¹¹ Os gráficos são muito semelhantes ao do gráfico 1, sustentando praticamente as mesmas conclusões. De fato, a velocidade com que os quartis da distribuição decrescem ao longo do ciclo continua muito lenta para sustentar a hipótese de suavização de consumo. No entanto, a trajetória da média revela agora uma concavidade bem menos

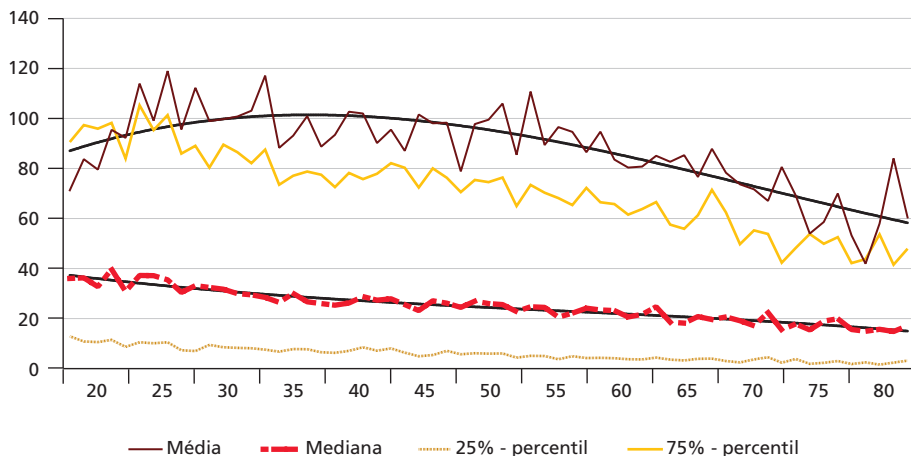
10. O número de adultos equivalentes (AE) é dado pela seguinte fórmula: $AE = 1,2 + 0,8 * (N1 + N2) + 0,4 * N3 + 0,3 * N4$, em que $N1$ é o número de adultos, $N2$ é o número de crianças entre 11 e 15 anos, $N3$ é o número de crianças entre 5 e 10 anos e $N4$ é o número de crianças entre 0 e 4 anos.

11. Outras definições para o número de adultos equivalentes foram testadas no trabalho, sem mudanças significativas nos principais resultados.

acentuada, sugerindo que o efeito de mudanças na estrutura familiar ao longo do ciclo da vida, embora existente, não seja suficiente para explicar inteiramente o desvio da trajetória do gasto com bens duráveis do padrão postulado pela teoria do ciclo da vida/renda permanente.

GRÁFICO 2

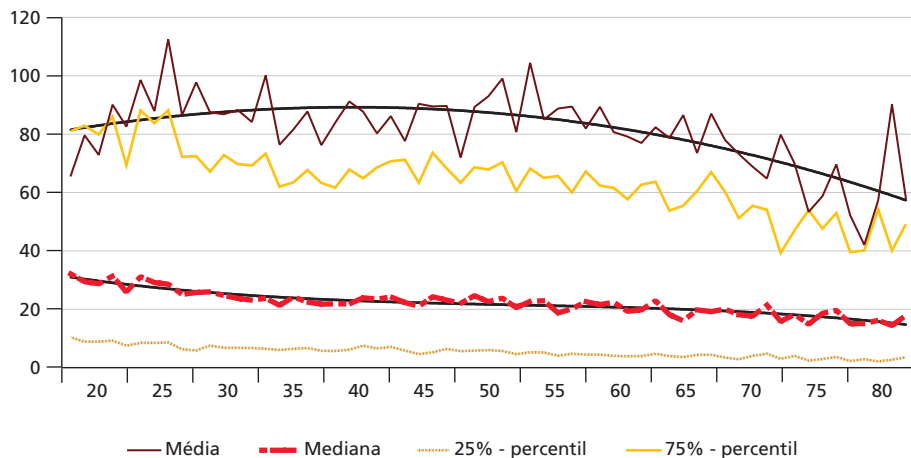
Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes



Elaboração do autor.

GRÁFICO 3

Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de membros da família

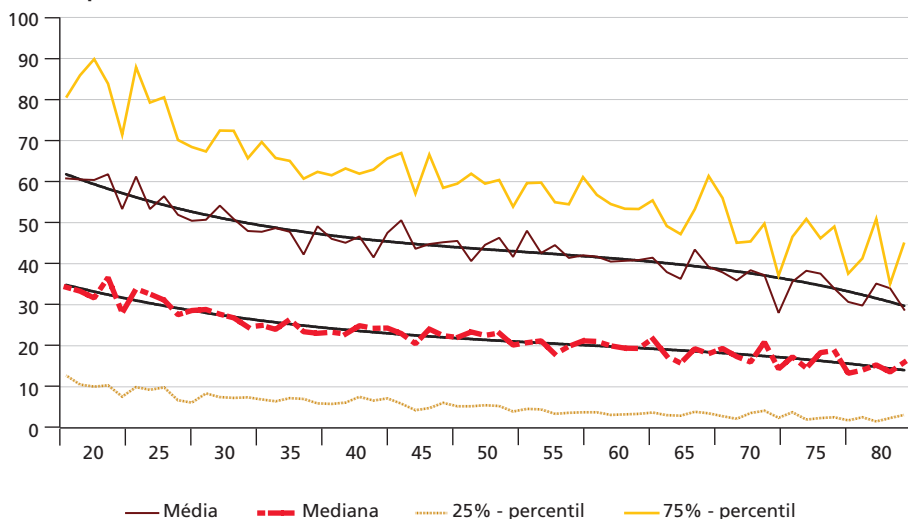


Elaboração do autor.

Uma vez que a trajetória da média é fortemente influenciada por valores extremos, o gráfico 4 repete o exercício do gráfico 1 com a subamostra que exclui as famílias nos cinco últimos percentis da distribuição do gasto normalizado (extremo superior da distribuição do gasto normalizado). Bem diferente do que ocorre com a amostra completa, a trajetória da média perde sua concavidade, acompanhando a queda lenta e progressiva das demais estatísticas, e permanece agora sempre abaixo da trajetória do 75%-percentil. O gráfico 5 deixa mais evidente as mudanças causadas pela eliminação do extremo superior da distribuição. Tal figura mostra lado a lado as trajetórias da média e da mediana com a amostra total e com a subamostra sem os valores extremos. Enquanto as trajetórias das medianas são quase que coincidentes, a trajetória da média sofre uma brusca mudança de nível e curvatura. A conclusão é que, ao longo do ciclo da vida, o gasto médio com bens duráveis das famílias no extremo superior da distribuição não apenas é bem maior que o das famílias no restante da amostra, como também apresenta um formato de trajetória bastante diferente.

GRÁFICO 4

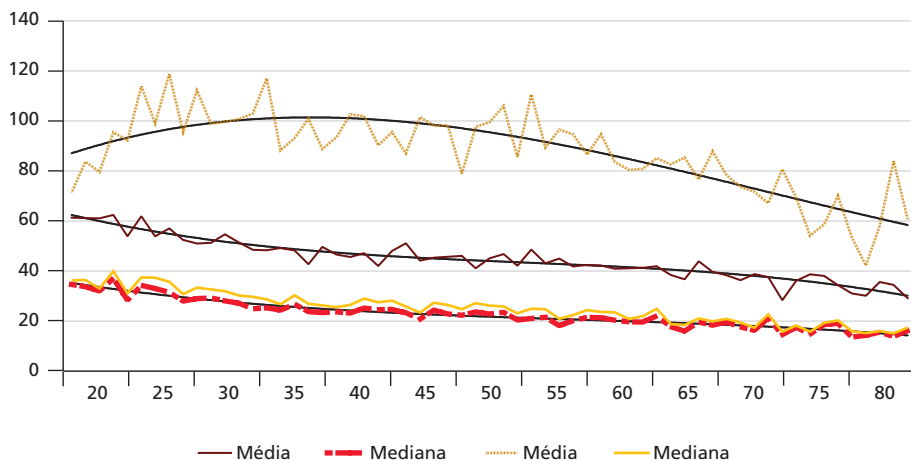
Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes – subamostra sem valores extremos



Elaboração do autor.

GRÁFICO 5

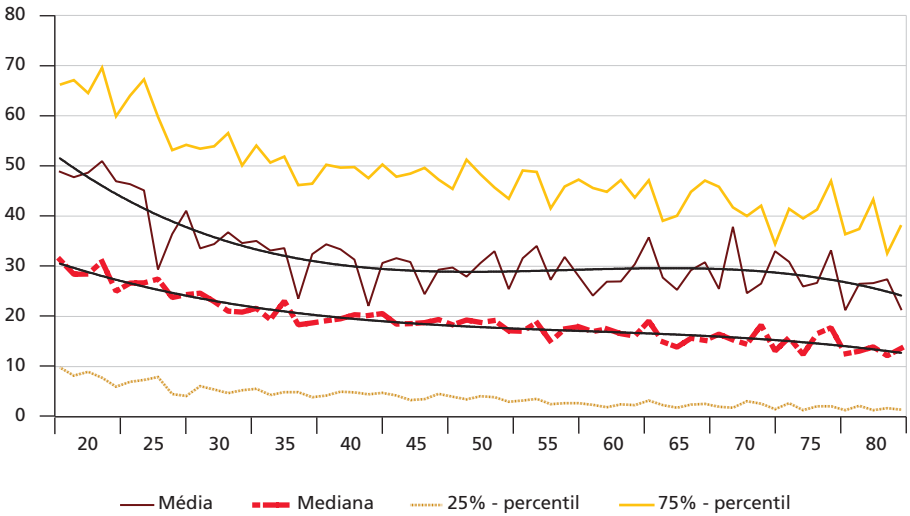
Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes – comparação entre amostra completa e subamostra sem valores extremos



Elaboração do autor.

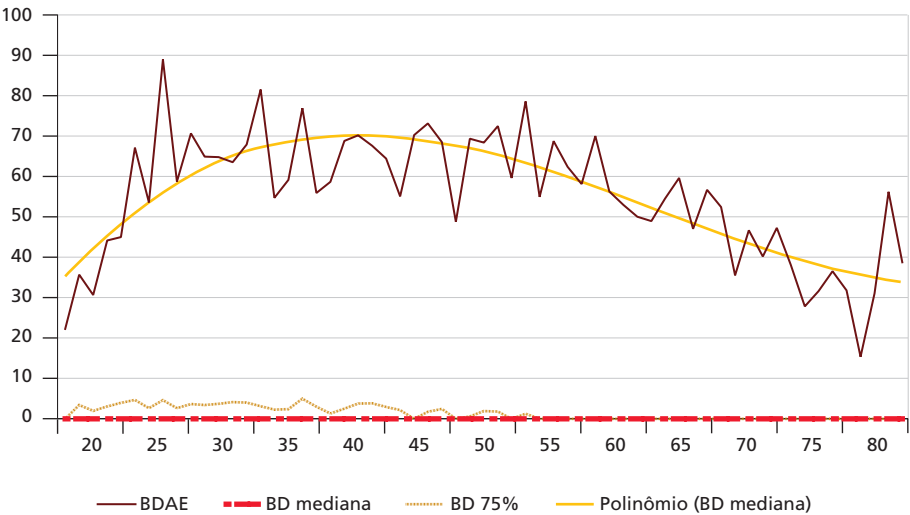
Uma possível explicação para os resultados do gráfico 5 é que o aumento do gasto de uma família com bens duráveis seja acompanhando por uma mudança na sua composição, na medida em que itens de maior valor unitário passam a ser adquiridos. Para testar esta hipótese, o gráfico 6 volta a repetir o exercício do gráfico 1 para toda a amostra, porém exclui o gasto com veículos do gasto total. Já o gráfico 7 apresenta apenas a trajetória do gasto com veículos, os quais são em média os bens de maior valor unitário além dos imóveis. Os gráficos 6 e 7 revelam trajetórias bem diferentes. A média do gasto com veículos segue uma trajetória côncava, semelhante à trajetória da média do gasto total, sem exclusão de veículos e com toda a amostra do gráfico 1. Além disso, ao longo do ciclo, a média permanece sempre acima do 75%-percentil e a mediana é nula. Já o gasto total sem veículos segue uma trajetória lenta e continuamente decrescente, semelhante à trajetória do gasto total, que inclui veículos, mas restrito à subamostra que exclui os valores extremos. O gráfico 8 ajuda a ilustrar este resultado colocando lado a lado as trajetórias das médias do gasto total, do gasto total sem veículos e do gasto com veículos. Enquanto as médias do gasto total e do gasto com veículos parecem seguir trajetórias côncavas quase paralelas, a média do gasto total sem veículos decai lentamente e continuamente ao longo do ciclo. Estes resultados sugerem que a concavidade da trajetória da média do gasto total na gráfico 1 decorre da presença dos gastos com veículos, os quais, por sua vez, são efetuados majoritariamente pelas famílias cujos gastos situam-se no extremo superior da distribuição.

GRÁFICO 6
Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes – exclusão de gastos com veículos



Elaboração do autor.

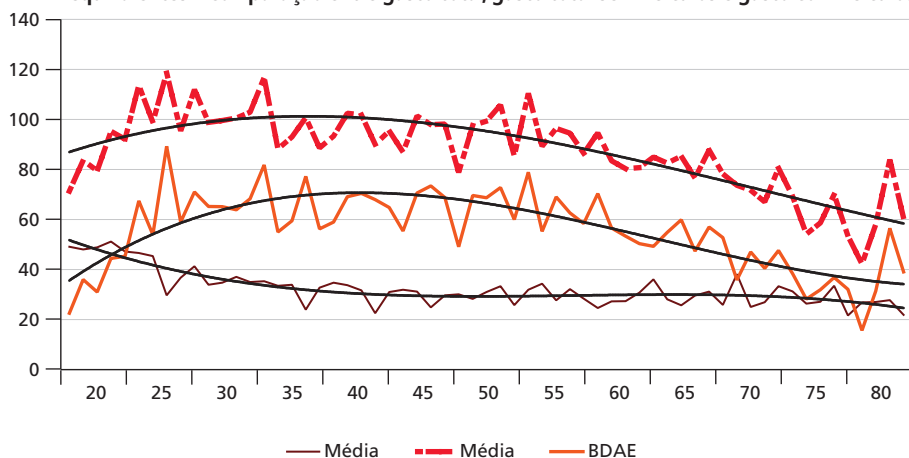
GRÁFICO 7
Gasto com veículos no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes



Elaboração do autor.

GRÁFICO 8

Gasto mensal com bens duráveis no ciclo da vida normalizado pelo número de adultos equivalentes – comparação entre gasto total, gasto total sem veículos e gasto com veículos



Elaboração do autor.

Até agora, o capítulo apresentou uma descrição empírica da trajetória do gasto das famílias brasileiras com bens duráveis no ciclo da vida. Mas como explicá-la à luz da teoria do ciclo da vida/renda permanente? Em linhas gerais, esta teoria argumenta que, com acesso irrestrito ao mercado de crédito, todo o estoque de bens duráveis é acumulado pelas famílias logo na fase inicial do ciclo da vida, de forma a suavizar o fluxo de serviços de consumo destes bens ao longo do ciclo. Gastos adicionais com o avançar da idade decorrem apenas da depreciação dos bens. A análise dos dados da POF 2008-2009 permite concluir que as famílias brasileiras realmente desejam suavizar consumo, mas não o conseguem plenamente, devido a restrições para o acesso ao crédito. Para entender o que fundamenta esta conclusão, é preciso esclarecer a natureza da restrição de crédito em relação a bens duráveis. Ao contrário dos bens não duráveis, existe no Brasil um mercado de crédito bem organizado para o financiamento da compra de bens duráveis. Em geral, estes bens são comprados a prazo por meio do crédito direto ao consumidor (CDC), disponibilizado por sociedades de crédito, financiamento e investimento (financeiras). O bem assim financiado, sempre que possível, é entregue como garantia do empréstimo, ficando a ele vinculado pela figura jurídica da alienação fiduciária, pela qual o cliente transfere para a financeira a propriedade do bem adquirido com o empréstimo até o pagamento total da dívida. A natureza da alienação fiduciária permite argumentar que as famílias não deveriam sofrer qualquer tipo de restrição de crédito caso os bens duráveis constituíssem uma garantia perfeita, ou seja, se o valor obtido pela financeira com a execução da garantia, em caso de insolvência do cliente, fosse com certeza maior ou igual ao valor presente dos fluxos de pagamentos a ela devidos. Como isto naturalmente não é o

caso, inúmeras restrições são normalmente impostas sobre o acesso a crédito, entre as quais uma das mais importantes é a razão entre a renda corrente e o valor unitário do bem financiado, a qual reflete diretamente o grau de capacidade financeira da família de arcar com o fluxo de prestações periódicas. A consequência direta deste vínculo entre renda corrente e capacidade de financiamento é que a oferta de crédito tende a se tornar mais escassa quanto maior o valor unitário do bem durável financiado.

O argumento citado oferece uma explicação para a diferença ilustrada no gráfico 8 entre as trajetórias das médias do gasto com veículos e do gasto total sem veículos. As famílias sofrem uma restrição de crédito relativamente forte para a compra de veículos, um item de alto valor unitário, razão pela qual o gasto das famílias mais jovens com estes bens é significativamente menor que o das famílias de meia idade, quando então o gasto com bens duráveis alcança seu ápice. As famílias mais jovens não apenas auferem uma renda corrente relativamente menor, pois acabaram de entrar no mercado de trabalho, como também desfrutam de menor reputação, pois carecem de um histórico de empréstimos honrados no passado. Já as famílias de meia idade já alcançaram um nível de renda e reputação que facilita seu acesso a crédito para a compra de veículos, de forma que concentram seus gastos reprimidos nesta faixa etária. O acesso a crédito não melhora significativa com o avanço da idade; desta maneira, o gasto com bens duráveis tende a diminuir, sendo então destinado em boa parte somente para a reposição dos veículos depreciados. Isto explica a trajetória côncava da média do gasto com veículos no ciclo da vida.

Por seu turno, a trajetória da média do gasto total sem veículos é lenta e continuamente decrescente. Em geral, os bens duráveis incluídos neste gasto são agora de baixo valor unitário, tais como móveis e eletrodomésticos, pelo menos em relação aos veículos. As famílias mais jovens e de menor renda têm mais facilidade para dispor de crédito suficiente para comprá-los. Consequentemente, as famílias concentram a aquisição destes bens logo na fase inicial do ciclo da vida, de forma a suavizar o fluxo de serviços de consumo ao longo do ciclo. Em outras palavras, no caso destes itens de menor valor unitário, a trajetória do gasto com bens duráveis é menos dependente da trajetória da renda corrente, inexistindo entre ambas o forte paralelismo entre renda e consumo de bens não duráveis, observado em estudos de outros países, e mesmo entre renda e gasto com bens duráveis de elevado valor unitário como veículos.

No entanto, cabe observar que, embora o gasto com bens duráveis de menor valor unitário seja relativamente mais elevado na fase inicial do ciclo da vida, ele tende a decrescer muito lentamente com o avançar da idade. Isto é incompatível com o argumento de que as famílias acumulam imediatamente todo o estoque de bens duráveis logo no início do ciclo, fazendo a partir daí apenas gastos com depreciação. O mais provável é que restrições de crédito alcancem até mesmo itens de menor valor unitário, principalmente no caso de famílias mais pobres, embora em uma escala menor que a observada para o financiamento de veículos.

5 CONCLUSÃO

A teoria do ciclo da vida/renda permanente argumenta que as famílias recorrem ao mercado de crédito para suavizar o fluxo de consumo no ciclo da vida, compensando desta forma choques e flutuações da renda corrente. No caso dos bens duráveis, este comportamento implica concentrar a compra do estoque de bens duráveis logo no início do ciclo da vida, garantindo assim um fluxo constante de serviços de consumo destes bens ao longo do ciclo. Uma análise superficial dos dados da POF 2008-2009 não sustenta estas previsões teóricas, uma vez que o gasto total com bens duráveis das famílias brasileiras segue uma trajetória côncava no ciclo da vida, mesmo controlado por mudanças no tamanho e na composição das famílias. O gasto permanece relativamente baixo entre as famílias mais jovens, alcançando seu ápice apenas na meia idade.

No entanto, uma análise desagregada dos dados produz resultados mais compatíveis com a hipótese de suavização de consumo. Enquanto o gasto com veículos segue uma trajetória côncava no ciclo da vida, muito similar em formato à trajetória do gasto total com bens duráveis, o gasto total excluindo veículos segue uma trajetória continuamente decrescente, alcançando seu ápice na fase inicial do ciclo. Uma provável explicação para esta disparidade é a existência de restrições no mercado de crédito para o financiamento de bens duráveis, a qual é relativamente mais forte para bens de maior valor unitário, tais como veículos.

Realmente, existem fortes indícios que apontam para a restrição de crédito como a principal explicação para a incapacidade de suavização do consumo das famílias brasileiras. Logo, é necessário uma maior atenção das políticas públicas sobre os fatores que dificultam o acesso ao crédito no Brasil, promovendo medidas que venham a corrigir as falhas no mercado de crédito. O maior acesso das classes menos favorecidas ao crédito terá um efeito fortemente positivo sobre o seu bem-estar, além de promover uma dinamização no mercado de crédito por meio da inclusão financeira de uma grande parcela da população marginalizada.

REFERÊNCIAS

ATTANASIO, O. P. *et al.* Humps and bumps in lifetime consumption. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 17, n. 1, p. 22-35, Jan. 1999.

BALVERS, R. J.; SZERB, L. Precaution and liquidity in the demand for housing. **Economic Inquiry**, Hoboken, v. 38, n. 2, p. 289-303, Apr. 2000.

DUNN, W. E. **Unemployment risk, precautionary saving and durable goods purchase decision**. Washington: Federal Reserve System, 1998.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; KRUEGER, D. **Consumption and saving over the life cycle**: how important are consumer durables? Stanford: SIEPR, 2002. (Discussion Paper, n. 1-34).

FERREIRA, F.; LITCHFIELD, J. **Calm after the storms**: income distribution in Chile, 1987-94. Washington: World Bank, 1998. (Working Paper, n. 1960).

YANG, F. **Consumption over the life cycle**: how different is housing? Minneapolis: Federal Reserve Bank, Aug. 2006. (Working Paper, n. 635).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ATTANASIO, O. P. Cohort analysis of saving behavior by U.S. Households. **Journal of Human Resources**, Madison, v. 33, n. 3, p. 575-609, 1998.

AVERY, R.; KENNICKELL, A. Household saving in the U.S. **Review of Income and Wealth**, Hoboken, v. 37, n. 4, p. 409-432, Dec. 1991.

BAR-ILAN A.; BLINDER, A. **Life cycle permanent income model and consumer durables**. Cambridge: NBER, Feb. 1987. (Working Paper, n. 2149).

BERNHEIM, B.; SCHLEIFER, A.; SUMMERS, L. The strategic bequest motive. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 93, n. 6, Dec. 1985.

BERNHEIM, B.; SCHOLZ, J. Private saving and public policy. In: POTERBA, J. M. (Ed.). **Tax policy and the economy**. Cambridge: MIT Press, 1993. v. 7.

BUTELMANN, A.; GALLEGGO, F. **Household saving in Chile**: microeconomic evidence. Santiago: Central Bank of Chile, Feb. 2000. (Working Paper, n. 63).

DEATON, A. Franco Modigliani and the life cycle theory of consumption. **BNL Quarterly Review**, Roma, v. 58, n. 233-234, p. 91-107, June/Sept. 2005.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; KRUEGER, D. **Consumption over the life cycle**: some facts from consumer expenditure survey data. Cambridge: NBER, 2002. (Working Paper, n. 9382).

FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

POTERBA, J. M. Introduction. In: _____. **International comparisons of household savings**. Cambridge: NBER, 1994.

COMO AS FAMÍLIAS BRASILEIRAS AVALIAM A SUFICIÊNCIA DE SEUS RENDIMENTOS SEGUNDO A POF 2002-2003: IMPLICAÇÕES PARA UM ÍNDICE DE QUALIDADE DE VIDA¹

Marcelo de Sales Pessoa²

Marcos Antonio Coutinho da Silveira³

1 INTRODUÇÃO

A Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003 (POF 2002-2003) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) traz uma pergunta sobre a percepção subjetiva das famílias brasileiras quanto à suficiência de seus rendimentos. Existem seis respostas possíveis, em ordem crescente de satisfação com a renda. Naturalmente, este indicador constitui um índice subjetivo de qualidade de vida, pelo menos na dimensão relativa à capacidade da renda total da unidade familiar em satisfazer suas necessidades materiais. A proposta deste trabalho é investigar os determinantes demográficos e socioeconômicos do desempenho deste indicador, lançando mão da informação igualmente disponível na POF sobre consumo, renda, ativos, características das famílias e de seus membros individuais.

Mais especificamente, um modelo logit ordenado é estimado para medir e avaliar o tamanho e a significância do efeito de um conjunto de variáveis explicativas, sugeridas pela literatura de bem-estar, sobre a distribuição de probabilidade do indicador de satisfação com a renda. O estudo enfatiza a análise comparativa do efeito da renda corrente e do consumo – este último como *proxy* para renda permanente – sobre o comportamento do indicador. Neste aspecto, resulta que o efeito estimado de choques permanentes sobre a renda corrente é maior que o de choques transitórios.

Outro resultado importante é o reduzido poder de explicação conjunto da renda corrente e do consumo (renda permanente) sobre o comportamento do indicador de suficiência da renda, não obstante o efeito significativo daquelas variáveis sobre este indicador. Este resultado é consistente com a bem documentada evidência empírica internacional de que existe um descasamento entre indicadores

1. Este estudo foi publicado em janeiro de 2010, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1461.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

objetivos e subjetivos de qualidade de vida. Isto porque os níveis de renda corrente e de consumo também podem ser considerados – e assim o são pela literatura de bem-estar – indicadores parciais objetivos de qualidade de vida. Apoiado na literatura de bem-estar, o trabalho avalia algumas possíveis explicações para este resultado, tais como diferenças de expectativas e de percepção de renda relativa. As conclusões são importantes para a construção de um índice de qualidade de vida para a sociedade brasileira. O capítulo compreende cinco seções, além desta introdução. A segunda traz um resumo da literatura, importante para o enquadramento da proposta do trabalho dentro da literatura de qualidade de vida e felicidade. A terceira faz uma breve descrição da pesquisa POF e descreve as variáveis usadas na parte empírica. A quarta descreve a estratégia empírica. A quinta apresenta os resultados e a sexta resume as principais conclusões.

2 LITERATURA

A qualidade de vida num país pode ser entendida como o nível de bem-estar de sua população. Neste sentido, qualidade de vida se afasta do conceito bem popular de condição de vida em duas importantes direções. Primeiro, enquanto condição de vida restringe-se às circunstâncias do dia a dia das pessoas, em termos de emprego, consumo, habitação, família e vizinhança, qualidade de vida avança para uma perspectiva mais ampla ao incorporar todos os domínios da existência humana fundamentais para uma participação normal na vida em sociedade, englobando não apenas os domínios usualmente identificados com o conceito de condição de vida, mas também outros igualmente importantes como participação política e integração social. Segundo, e mais importante para este trabalho, enquanto o conceito de condição de vida é relacionado e medido através de indicadores objetivos de resultados e recursos, qualidade de vida também se ocupa com a questão de como as pessoas se sentem a respeito de suas próprias vidas e, num sentido mais restrito, com a avaliação e a percepção subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida. Pode-se argumentar que esta dimensão subjetiva da qualidade de vida se aproxima bastante da noção comum de felicidade. Contudo, qualidade de vida e felicidade não se confundem, uma vez que o primeiro conceito também incorpora a dimensão objetiva da existência humana. Na raiz desta distinção conceitual está a constatação de que a distribuição de felicidade entre os indivíduos de uma sociedade não é meramente o reflexo, no espelho das sensações, da desigualdade observada nas suas condições de vida. Muito pelo contrário, a literatura vem acumulando argumentos teóricos e evidências empíricas para sustentar que diferenças culturais e psicossociais podem fazer com que indivíduos, famílias e sociedades desfrutando condições de vida desiguais possam ser igualmente felizes. Neste sentido, o que se observa na prática é um descasamento entre indicadores sociais objetivos e subjetivos de qualidade de vida: não necessariamente pessoas sofrendo maior privação material

reportam menor satisfação com suas vidas. Recentemente, estudos empíricos têm demonstrado que o surpreendente aumento da renda *per capita* norte-americana nas últimas décadas veio acompanhado por uma queda na proporção de pessoas julgando-se muito felizes. Vários resultados anteriores também apontavam nesta direção. Oswald (1997) mostra que no passado recente a qualidade de vida nos Estados Unidos e na Europa aumentava lentamente com a expansão da economia. A literatura oferece duas linhas gerais de argumentação teórica para explicar este fato: diferenças de expectativas e diferenças de percepção de renda relativa.

2.1 Diferenças de expectativas

A explicação mais comum é que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida sofre a influência de suas expectativas, metas e aspirações. Caso as expectativas se ajustem mais lentamente que as condições objetivas, os indicadores subjetivos podem estar fortemente enviesados pelas expectativas. Por exemplo, indivíduos enfrentando condições materiais de vida semelhantes, mas alimentando diferentes níveis de expectativas como resultado de históricos de vida diferentes podem muito bem reportar diferentes níveis de satisfação com suas vidas. Kapteyn e Van Praag (1973) estimam uma função de bem-estar com um parâmetro que captura o efeito da renda sobre as necessidades materiais. Eles concluem que um aumento da renda desloca as expectativas e aspirações para cima, compensando cerca de 60% a 80% do efeito inicial da renda sobre o bem-estar. Cummins (2000) sugere que a interação entre indicadores objetivos e subjetivos ocorre dentro de um sistema de controle homeostático em que os indicadores subjetivos tendem a oscilar num intervalo relativamente estreito ante os indicadores objetivos, produzindo em equilíbrio um viés positivo na percepção das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida. A capacidade de adaptação do sistema a choques no ambiente social resulta normalmente numa fraca correlação entre as duas classes de indicadores. Contudo, é possível que uma grave deterioração das condições objetivas de vida rompa o equilíbrio, induzindo uma forte correlação entre eles.

2.2 Diferenças de percepção de renda relativa

É amplamente discutido e documentado na literatura de bem-estar que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de sua situação econômica – em termos de renda, consumo ou riqueza – depende em boa medida de sua posição relativa dentro de seu grupo social de referência. Afinal, quanto maior a extensão e a complexidade das necessidades de um grupo, maior a renda necessária para assegurar uma participação normal de seus membros na sociedade. Desta forma, indivíduos com um mesmo nível absoluto de renda, mas pertencendo a grupos sociais que diferem em termos de nível médio de renda muito provavelmente divergirão quanto à percepção

subjettiva de seus níveis de renda relativa, calculada em relação à média de seus grupos de referência, e assim deverão reportar diferentes níveis de satisfação com seus rendimentos. Em linha com este argumento, Duesenberry (1949) formula e testa econometricamente a hipótese da renda relativa, concluindo que as pessoas se comparam com outras mais ricas. Em um estudo sobre a relação entre renda e privação material em 28 países europeus com dados do Eurobarômetro da Comissão Europeia, Russell e Whelan (2004) encontram evidência de uma clara e sistemática relação entre a renda relativa de uma família e a probabilidade de sua pessoa de referência reportar grande dificuldade da família em satisfazer suas necessidades básicas. Graham (2004) argumenta que a renda absoluta importa até o nível em que as necessidades básicas ainda não foram plenamente satisfeitas, a partir do qual cede importância para a renda relativa. Diferentes teorias contribuem para justificar a predominância da renda relativa sobre a renda absoluta na avaliação subjettiva dos indivíduos quanto à suficiência de seus rendimentos. Veblen (1899) foi pioneiro ao argumentar que parte do consumo se deve ao desejo de causar impressão. Hirsch (1976) enfatiza o papel do padrão de consumo como identificação do *status* social. O quanto a renda relativa importa mais que a renda absoluta é uma questão cultural que depende, em boa medida, do grau de desigualdade material entre diferentes classes sociais, etnias e ocupações. Isto porque o maior comando sobre recursos econômicos pode sinalizar origem e participação num grupo social superior. Em um estudo interessante, Alesina, Di Tella e MacCulloch (2001) argumentam que o efeito negativo da desigualdade de renda sobre a felicidade é observado na Europa, mas não nos Estados Unidos, por causa da maior mobilidade social norte-americana – implicando que riqueza e renda correntes são pobres indicadores do futuro – e da maior preferência dos europeus por igualdade. Outra linha de pesquisa bem difundida argumenta que as pessoas avaliam sua situação corrente em comparação com algum ponto de referência, o qual pode ser uma posição passada ou antecipada ou sua noção do que é justo, razoável ou mais prático diante das circunstâncias. Esta abordagem inclui a bem consolidada teoria da comparação social, segundo a qual a base de comparação das pessoas é seu grupo social de referência, e não a sociedade ou o país como um todo. Muito importante neste argumento é o processo pelo qual as pessoas escolhem seus grupos de referência. Neste sentido, em vez de olhar para a sociedade como um todo, parece que as pessoas julgam sua posição econômica com base na de outras pessoas consideradas “próximas”. O que significa “próximo” depende de um julgamento de valor enraizado na sociedade. Jovens recém-formados devem avaliar seu desempenho profissional com base na média das pessoas de sua idade. Residentes de um bairro de classe média devem avaliar seu padrão de consumo de acordo com o de seus vizinhos. Contudo, este processo de escolha ainda está longe de ser satisfatoriamente compreendido, de forma que os estudos empíricos sobre os efeitos de comparações sociais trabalham com grupos de referência definidos arbitrariamente conforme o senso comum.

Mesmo sob a hipótese implausível de que o desempenho dos indicadores de qualidade de vida seja determinado exclusivamente em função das condições objetivas de vida das famílias, sem qualquer influência de diferenças em termos de expectativas ou de percepções de renda relativa, existem três tipos de erros de medidas que invalidam o uso dos indicadores objetivos como medida suficiente e robusta de qualidade de vida. Primeiro, uma medida bastante intuitiva de qualidade de vida seria um índice fortemente correlacionado com a extensão total dos recursos econômicos cuja alocação é livremente decidida pelas famílias. O apelo conceitual deste procedimento reside no pressuposto de que comparações de qualidade de vida entre países são realizadas de forma mais consistente através de indicadores objetivos. Elimina-se com isto o efeito perturbador que diferenças de expectativas possam ter sobre indicadores subjetivos. No entanto, uma dificuldade praticamente incontornável deste procedimento é a ausência de informação confiável sobre a totalidade dos recursos disponíveis. Embora seja tentador lançar mão de estatísticas para a renda corrente, essa variável deixa de lado fontes importantes de recursos mais difíceis ou impossíveis de mensuração, tais como bens públicos, assistência financeira de parentes e amigos, produção doméstica, poupança passada acumulada e acesso a crédito. Segundo, pode-se argumentar que a dificuldade prática em mensurar a extensão total dos recursos disponíveis para as famílias poderia ser contornada através de uma avaliação direta dos resultados alcançados com o uso destes recursos. Esta ideia tem motivado a construção de indicadores objetivos de privação de resultados com base na informação provida por pesquisas de orçamento familiar, nas quais os membros de uma família reportam se dispõem de recursos suficientes para comprar os bens de uma cesta padrão previamente determinada pela pesquisa. Os bens selecionados para compor esta cesta refletem um padrão de consumo socialmente aceito como necessário a uma vida normal em sociedade. Uma séria limitação deste procedimento é que a cesta padrão representa uma espécie de preferência “média” da sociedade. Se a distribuição das preferências da população é bastante dispersa, poderia muito bem acontecer que pessoas de renda elevada não disponham de um número razoável de bens da cesta padrão – e assim sejam classificadas como sujeitas à privação material – somente porque boa parte de seus recursos é gasta em itens “exóticos” não incluídos naquela cesta. Terceiro, com base na noção de desenvolvimento de Amartya Sen, qualidade de vida envolve não apenas o usufruto de resultados, mas também o efeito sobre o bem-estar do processo pelo qual os resultados são gerados. No entanto, é difícil, se não impossível, obter informação abrangente acerca desta questão.

Resumindo a discussão, existem duas razões para o descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida. A primeira razão, na raiz da distinção conceitual entre qualidade de vida e felicidade, é que a percepção subjetiva acerca das condições objetivas de vida é distorcida por diferenças em termos

de expectativas ou de percepções de renda relativa. A segunda razão diz respeito a erros de medida nos indicadores objetivos, desde que tais indicadores não medem corretamente a extensão dos recursos materiais que determinam as condições de vida das famílias. Existem, portanto, argumentos bastante fortes para invalidar o uso exclusivo de indicadores objetivos como medida de qualidade de vida.

O mesmo pode ser dito em relação aos indicadores subjetivos? Como qualidade de vida é um conceito intrinsecamente relacionado ao nível de bem-estar das pessoas, pode-se argumentar que um índice composto de indicadores subjetivos seria suficiente como uma medida direta e natural de qualidade de vida. Afinal, um indicador subjetivo passaria por cima dos inconvenientes práticos descritos para os indicadores objetivos. Além disso, seria capaz de capturar o efeito sobre o bem-estar dos processos de produção e de fontes alternativas de recursos. No entanto, a própria motivação por trás da criação do conceito de qualidade de vida refuta esta possibilidade. A alocação de recursos públicos em políticas sociais precisa necessariamente ser respaldada por diferenças objetivas de condições de vida entre pessoas e regiões. Não é possível, por exemplo, priorizar setores sociais apenas com base em indicadores subjetivos que podem estar contaminados por diferenças de expectativas.

O que se aprende nesta breve análise dos candidatos a indicador de qualidade de vida – os indicadores objetivos de recursos e de resultados e o indicador subjetivo – é que nenhum deles encontra-se suficientemente correlacionado com a noção mais ampla de bem-estar embutida no conceito de qualidade de vida, embora cada um tenha algo importante a dizer acerca do processo pelo qual condições objetivas de vida são convertidas em satisfação pessoal subjetiva. Isto significa que, embora intimamente relacionadas, cada uma destas classes de indicadores provê independente informação sobre o nível de qualidade de vida, de forma que todas precisam ser consideradas simultaneamente na sua análise e mensuração.

Em linhas gerais, este trabalho investiga o que determina a percepção subjetiva das famílias brasileiras quanto à suficiência de seus rendimentos. Mais especificamente, o trabalho busca identificar os determinantes sociais, demográficos e econômicos do indicador subjetivo de suficiência da renda que foi construído com base na informação coletada pelo questionário da POF 2002-2003 sobre avaliação das condições de vida das famílias brasileiras. Uma ênfase é dada à análise do efeito diferenciado dos componentes transitório e permanente da renda corrente sobre o desempenho deste indicador. Neste sentido, o trabalho provê informação relevante quanto à extensão do descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida na sociedade brasileira, uma vez que a renda total da família pode ser qualificada como um indicador parcial objetivo, embora imperfeito, de qualidade de vida na dimensão material da existência humana.

Sob certo aspecto, a proposta do trabalho se aproxima bastante da literatura empírica e teórica sobre os determinantes da felicidade. Como felicidade não depende apenas de uma avaliação positiva da suficiência dos rendimentos, de forma que ambos os sentimentos podem até mesmo evoluir inversamente, é preciso muita cautela ao transportar para a relação entre renda e satisfação material os resultados empíricos encontrados no estudo da relação entre renda e felicidade. No entanto, embora o sentimento de felicidade dependa de muitos outros fatores além da suficiência da renda, nenhum trabalho sério pode ignorar a relevância da dimensão material da existência humana para a qualidade de vida. É indiscutível que para famílias de baixa renda, cuja maior parte do tempo é gasta na provisão de sua subsistência, felicidade e satisfação com a renda devem estar fortemente correlacionadas. Mesmo a felicidade dos ricos pode estar condicionada à percepção subjetiva de um padrão de consumo comparável ao de seus pares. Comparado à literatura sobre felicidade, ainda são poucos os estudos com o objetivo mais limitado de estudar os determinantes do grau de satisfação das famílias com suas rendas. Metodologicamente, a maioria dos estudos existentes lança mão da informação provida pela pesquisa de orçamentos familiares de um país para identificar as variáveis demográficas e socioeconômicas que explicam o padrão de respostas a uma pergunta do seguinte tipo: “*Thinking now of you household’s total income, from all sources and from all household members, would you say that your household is able to make ends meet?*”. Em geral, existem seis respostas possíveis, variando de “*with great difficulty*” a “*very easily*”. Exemplos de trabalhos nesta linha são Layte *et al.* (2001) e Russell e Whelan (2004) com dados de países da União Europeia. Um resultado bastante comum é a significância do efeito de medidas relativas de renda e privação de resultados.

3 BASE DE DADOS

Esta seção descreve e analisa preliminarmente os dados, bem como explica a construção das variáveis incluídas no modelo econométrico.

3.1 POF 2002-2003

A base de microdados usada neste trabalho é resultado da POF 2002-2003 produzida pelo IBGE.⁴ Esta pesquisa lança mão de questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras, permitindo traçar um perfil de sua qualidade de vida nas dimensões relativas à satisfação de suas necessidades materiais. A POF 2002-2003 tem seis questionários. O primeiro investiga as condições de habitação das famílias e as características pessoais de seus membros, tais como idade, sexo,

4. Duas outras POFs foram realizadas anteriormente em 1987-1988 e 1995-1996.

cor, educação e religião. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diferentes categorias de despesas individuais dos membros das famílias, incluindo perguntas sobre acesso a cartão de crédito, cheque especial e seguro saúde. O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias.⁵ O sexto investiga a avaliação subjetiva das famílias sobre alguns aspectos importantes de sua qualidade de vida, tais como suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento consumido e condições de habitação. Este questionário, existente apenas na POF 2002-2003, provê a informação necessária para a construção de um indicador subjetivo de satisfação com a renda.

A amostra da POF 2002-2003 consiste de 48.568 famílias, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais. A pesquisa define família como uma unidade de consumo residente em domicílios particulares permanentes. A unidade de consumo, por sua vez, é definida como um morador ou grupo de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação e/ou as despesas de moradia. Mais de uma família pode ser encontrada num mesmo domicílio.⁶ O tempo da pesquisa foi de 12 meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para otimizar a precisão da informação, razão pela qual são estabelecidos quatro períodos: sete dias, 30 dias, 90 dias e 12 meses. O período de referência dos rendimentos é doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes numa data referencial, corrigindo assim o efeito distorcivo da inflação.

3.2 Análise preliminar dos dados

Esta subseção descreve a construção das variáveis incluídas no modelo econométrico e discute a tabulação cruzada na tabela 1 da variável dependente contra as variáveis explicativas.⁷

5. Recursos não monetários são especialmente importantes para as condições de vida das famílias de baixa renda.

6. Na raiz desta definição de família está o próprio objetivo da POF de prover informação sobre a estrutura orçamentária da população brasileira. Já os censos demográficos e outras pesquisas domiciliares realizadas pelo IBGE definem família como um grupo de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita aos gastos e rendimentos de seus membros. Na prática, contudo, estes dois conceitos de família são praticamente coincidentes.

7. Por economia de espaço, a tabela 1 inclui apenas as variáveis de maior interesse.

TABELA 1

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de suficiência da renda contra variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a												
Dados: POF 2002-2003/número de observações: 40.530												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	freq.% ^b
Amostra total	28,7	24,0	52,7	33,6	86,3	8,3	94,6	4,7	99,3	0,7	100,0	100,0
Renda corr.: 0-25%	49,0	26,3	75,3	20,8	96,1	2,4	98,5	1,0	99,5	0,5	100,0	25,0
Renda corr.: 25-50% ^c	32,9	27,7	60,6	32,4	93,0	4,5	97,5	2,1	99,6	0,3	100,0	25,0
Renda corr.: 50-75%	21,6	24,9	46,5	40,3	86,8	9,0	95,8	3,9	99,7	0,4	100,0	25,0
Renda corr.: 75-100%	11,2	17,2	28,4	40,9	69,3	17,4	86,7	11,9	98,6	1,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0-25%	48,5	25,9	74,4	20,9	95,3	2,9	98,2	1,4	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25-50%	32,1	27,2	59,3	32,3	91,6	5,6	97,2	2,4	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50-75%	21,8	25,1	46,9	39,7	86,6	8,9	95,5	4,1	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75-100%	12,1	18,0	30,1	41,6	71,7	15,9	87,6	11,0	98,6	1,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 0-25%	48,6	26,5	75,1	20,7	95,8	2,5	98,3	1,2	99,5	0,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 25-50%	32,4	27,3	59,7	32,6	92,3	5,1	97,4	2,2	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 50-75%	21,8	24,3	46,1	39,8	85,9	8,9	94,8	4,7	99,5	0,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 75-100%	11,8	17,9	29,7	41,4	71,1	16,8	87,9	10,8	98,7	1,3	100,0	25,0
Mulher	12,1	18,0	30,1	41,6	71,7	15,9	87,6	11,0	98,6	1,4	100,0	22,8
Homem	48,6	26,5	75,1	20,7	95,8	2,5	98,3	1,2	99,5	0,5	100,0	77,2
Com cônjuge	32,4	27,3	59,7	32,6	92,3	5,1	97,4	2,2	99,6	0,4	100,0	74,3
Sem cônjuge	21,8	24,3	46,1	39,8	85,9	8,9	94,8	4,7	99,5	0,4	100,0	25,7
Rural	11,8	17,9	29,7	41,4	71,1	16,8	87,9	10,8	98,7	1,3	100,0	22,5
Urbano	16,7	17,6	34,3	37,9	72,2	16,5	88,7	10,2	98,9	1,0	100,0	77,5
Idade: <21	12,1	18,0	30,1	41,6	71,7	15,9	87,6	11,0	98,6	1,4	100,0	1,3
Idade: 21-30	48,6	26,5	75,1	20,7	95,8	2,5	98,3	1,2	99,5	0,5	100,0	17,2
Idade: 31-40	32,4	27,3	59,7	32,6	92,3	5,1	97,4	2,2	99,6	0,4	100,0	26,9
Idade: 51-60	21,8	24,3	46,1	39,8	85,9	8,9	94,8	4,7	99,5	0,4	100,0	23,8
Idade: 41-51	11,8	17,9	29,7	41,4	71,1	16,8	87,9	10,8	98,7	1,3	100,0	16,4
Idade: >60	16,7	17,6	34,3	37,9	72,2	16,5	88,7	10,2	98,9	1,0	100,0	14,5
Educação: sem instrução	8,5	13,3	21,8	38,9	60,7	20,3	81,0	17,1	98,1	1,9	100,0	14,8
Educação: baixa instrução	14,1	21,1	35,2	43,5	78,7	13,1	91,8	7,5	99,3	0,7	100,0	21,1
Educação: até 4ª série	22,1	23,6	45,7	40,0	85,7	8,8	94,5	4,9	99,4	0,7	100,0	27,3
Educação: fundamental	27,8	25,6	53,4	35,5	88,9	7,1	96,0	3,5	99,5	0,5	100,0	12,3
Educação: médio	38,9	26,7	65,6	26,4	92,0	5,2	97,2	2,4	99,6	0,5	100,0	17,2
Educação: superior	46,7	25,8	72,5	21,3	93,8	3,9	97,7	1,9	99,6	0,4	100,0	5,3

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a												
Dados: POF 2002-2003/número de observações: 40.530												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	$y = 4$	$y \leq 4$	$y = 5$	$y \leq 5$	$y = 6$	$y \leq 6$	freq. % ^b
Cor: branca	20,9	22,6	43,5	37,9	81,4	11,5	92,9	6,2	99,1	0,8	100,0	43,6
Cor: preta	37,8	23,3	61,1	29,2	90,3	5,6	95,9	3,7	99,6	0,6	100,0	6,3
Cor: amarela	23,1	19,5	42,6	38,5	81,1	8,9	90,0	10,1	100,0	0,0	100,0	0,4
Cor: parda	34,3	25,5	59,8	30,4	90,2	5,9	96,1	3,5	99,6	0,5	100,0	49,1
Cor: indígena	45,1	19,8	64,9	25,3	90,2	3,7	93,9	4,3	98,2	1,9	100,0	0,4
Região: Sudeste	23,2	22,4	45,6	38,0	83,6	10,0	93,6	5,5	99,1	0,8	100,0	18,0
Região: Norte	29,2	22,6	51,8	35,3	87,1	7,6	94,7	4,7	99,4	0,6	100,0	14,0
Região: Nordeste	38,4	26,7	65,1	26,0	91,1	5,3	96,4	3,1	99,5	0,5	100,0	38,3
Região: Centro-Oeste	22,2	22,9	45,1	38,1	83,2	9,9	93,1	6,0	99,1	0,9	100,0	17,0
Região: Sul	14,8	21,5	36,3	42,7	79,0	13,7	92,7	6,6	99,3	0,7	100,0	12,7
Religião: católico	28,9	24,2	53,1	33,5	86,6	8,2	94,8	4,6	99,4	0,6	100,0	77,3
Religião: protestante	20,9	22,4	43,3	38,1	81,4	11,9	93,3	6,0	99,3	0,7	100,0	3,9
Religião: evangélica	31,0	24,8	55,8	33,0	88,8	7,1	95,9	3,5	99,4	0,5	100,0	11,2
Religião: espírita	16,4	21,3	37,7	37,5	75,2	14,4	89,6	9,3	98,9	1,1	100,0	1,3

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE).

Notas: ^a $y = 1$ muita dificuldade; $y = 2$ dificuldade; $y = 3$ alguma dificuldade; $y = 4$ alguma facilidade; $y = 5$ facilidade; $y = 6$ muita facilidade.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1º e o 2º quartil.

3.2.1 Variável dependente

A variável dependente é um indicador do grau de satisfação da família com sua renda. Trata-se, portanto, de um indicador subjetivo de suficiência da renda. Este indicador é reportado pela pessoa de referência da família através da resposta à seguinte pergunta do questionário 6 da POF 2002-2003, intitulado Avaliação das Condições de Vida: “Na sua opinião, a renda total de sua família permite que você(s) leve(m) a vida até o fim do mês com: (1) muita dificuldade; (2) dificuldade; (3) alguma dificuldade; (4) alguma facilidade; (5) facilidade; (6) muita facilidade”. Denotando por y este indicador, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 1, $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2 e assim sucessivamente. Trata-se, portanto, de uma variável categórica ordinal com 6 possíveis valores em ordem crescente de satisfação com a renda ou, equivalentemente, em ordem decrescente de dificuldade com a renda. A primeira linha da tabela 1 mostra que uma proporção expressiva da amostra total – em torno de 29% – reporta muita dificuldade ($y = 1$), enquanto mais de 85% reportam pelo menos alguma dificuldade ($y = 3$). Por outro lado, apenas 4,7% e 0,7% das famílias reportam facilidade ($y = 5$) ou muita facilidade ($y = 6$), respectivamente. Desnecessário dizer que as famílias brasileiras não estão,

em geral, satisfeitas com suas rendas. O que explica este resultado? Insuficiência de renda apenas ou existem outras variáveis que contribuem para explicar a percepção negativa das famílias brasileiras acerca da suficiência de suas rendas?

3.2.2 Variáveis explicativas

As variáveis explicativas no trabalho podem ser divididas em quantitativas ou categóricas. Variáveis quantitativas têm significado intrínseco. Diferentemente, cada variável categórica divide as famílias da amostra numa coleção finita de categorias. Variáveis categóricas podem ser ordinais ou nominais. A diferença entre os dois tipos é a existência de uma relação ordinal entre as categorias de uma variável ordinal. Discute-se com especial ênfase na seção de resultados a motivação teórica e empírica por trás da seleção das variáveis explicativas.

Variáveis como tamanho da família e número de crianças são atributos ou montantes referentes à unidade familiar como um todo. A maior parte das variáveis, no entanto, diz respeito a características pessoais dos membros da unidade familiar, de forma que existe uma observação para cada pessoa diferente. Neste caso, como a unidade amostral é a família e não seus membros individuais, é preciso decidir como ponderar a informação reportada pelos diferentes membros da família para produzir uma única observação para a variável. Para alguns casos, como renda e consumo, usa-se o somatório dos valores reportados por todos os membros da família. Por exemplo, a renda corrente da família é a soma dos recursos auferidos por todos os seus membros. Nos demais casos, optou-se por seguir a prática usual de definir o valor ou categoria observada para cada família como o da pessoa de referência indicada no questionário da POF. Em geral, esta pessoa se confunde com o chefe da família.

Variáveis demográficas e sociais

- Idade: categórica ordinal com seis categorias: menos de 20 anos, entre 21 e 30 anos, entre 31 e 40 anos, entre 41 e 50 anos, entre 51 e 60 anos, mais de 60 anos.
- Gênero: variável binária. Homem é a categoria de referência.
- Cor: categórica nominal com cinco categorias: branca (referência), negra, parda, amarela e indígena.
- Religião: categórica nominal com 12 categorias: católica (referência), protestante tradicional, evangélica, espírita e outras
- Cônjuge: variável binária. Sem cônjuge é a categoria de referência. Uma família é classificada como sem cônjuge quando nenhum membro se reporta como cônjuge da pessoa de referência. A POF não distingue entre união civil e coabitação.

- Educação: categórica ordinal com seis categorias: sem instrução, alfabetizado com pouca instrução, fundamental até a 4ª série, fundamental completo, médio completo, superior completo. Os 16 níveis de escolaridade na POF foram agrupados nestas seis categorias.
- Região: categórica nominal com cinco categorias: SE (referência), N, NE, CO, S.
- Meio rural: variável binária. Área urbana é a categoria de referência.
- Tamanho da família: categórica ordinal com seis categorias: 1, 2, 3, 4, 5, mais de 5. Tamanho da família é o número total de pessoas, adultos e crianças.
- Número de crianças: categórica ordinal com quatro categorias: 0, 1, 2, mais de 2. Seguindo um padrão médio na literatura, define-se criança como uma pessoa abaixo de 14 anos.

A análise preliminar dos dados mostra os seguintes fatos em relação à proporção de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$):

- crescem monotonicamente com o nível de educação e com a faixa etária entre os intervalos de 20-30 anos e 50-60 anos;
- maiores para famílias negras, pardas e indígenas que para famílias brancas e amarelas (em torno de 35% das famílias negras e pardas reportam muita dificuldade, enquanto esta proporção chega a 45% para famílias indígenas);
- maiores para famílias evangélicas e menores para famílias protestantes e espiritualistas;
- famílias reportando muita dificuldade chegam a quase 40% no Nordeste, enquanto esta proporção é de apenas 15% no Sudeste;
- menores para famílias residentes nas áreas rurais.

Variáveis econômicas e financeiras

- Renda corrente: variável quantitativa, cuja definição neste trabalho busca refletir, o mais fielmente possível, a totalidade dos recursos correntes, monetários e não monetários, à disposição dos membros da unidade familiar. Isto não é possível com precisão devido à indisponibilidade de informação estatística sobre importantes fontes adicionais de recursos, tais como provisão de bens públicos, produção doméstica e transferências privadas. Na melhor das hipóteses, tal informação é de baixa qualidade. A renda observada para cada família é a soma das receitas correntes, monetárias e não monetárias, de todos os seus membros, líquidos de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias. Cinco questões são relevantes neste cálculo. Primeiro, conforme procedimento padrão, despesas com saúde são tratadas como choques negativos na renda

e, portanto, deduzidas da renda total. Segundo, despesas com aluguel de imóvel residencial também são deduzidas da renda total. Uma alternativa a este procedimento é adicionar o valor estimado do aluguel do imóvel próprio residencial à renda total. Terceiro, as receitas monetárias englobam rendimentos do trabalho e do capital (juros, aluguéis e lucros), bem como aposentadorias privadas, pensões, transferências governamentais (renda mínima, bolsa escola etc) e receitas esporádicas.⁸ A razão por que receitas esporádicas foram incluídas é separar os efeitos de choques temporários e permanentes. Famílias com renda negativa – 15,3% da amostra – foram excluídas da parte econométrica.

- Fonte de renda: categórica nominal com sete categorias: emprego privado (referência), emprego público, emprego doméstico, emprego temporário rural, trabalho voluntário, empregador, conta-própria, estágio, trabalho doméstico não remunerado, produção para consumo próprio, aposentadoria, transferências privadas, transferências públicas, aluguel de imóveis, rendimentos financeiros, bolsa de estudo e receitas esporádicas. A fonte principal de recursos de uma família é a fonte de sua pessoa de referência com o maior valor reportado.
- Fonte adicional de renda da pessoa de referência: variável binária que determina se a pessoa de referência possui outra fonte de renda além da principal.
- Fonte adicional de renda além da pessoa de referência: variável binária que determina se existe outro membro da família com fonte de renda além da pessoa de referência.
- Consumo de bens não duráveis: variável quantitativa, definida como a soma de todas as despesas individuais e coletivas com bens de consumo não duráveis na unidade familiar. As principais categorias de consumo são alimentação, vestuário e transporte.
- Consumo de bens duráveis: variável quantitativa, definida como uma combinação linear dos indicadores de propriedade $\{I_j\}_{j=1}^J$ de $J = 32$ bens duráveis listados no inventário de despesas coletivas da POF, onde o coeficiente w_j para cada bem j é o inverso da proporção de famílias na amostra que o possuem, ou seja, $Riqueza = (1/J) \sum w_j I_j$, onde $I_j = 1$ se a família possui o bem e $I_j = 0$ caso contrário.⁹ Quanto maior w_j , menor a proporção de famílias possuindo o bem j e, portanto, maior a força sugestiva da propriedade deste bem como indicador de riqueza. O índice de bens duráveis é usado como *proxy* para o consumo de bens

8. Receitas esporádicas são entradas temporárias de recursos que não decorrem da alienação de ativos ou da formação de passivo, tais como ganhos de loterias, prêmios e indenizações, heranças e doações e restituições fiscais.

9. Este método de ponderação é usual na literatura sobre índices de privação material de resultados.

duráveis, uma vez que este é definido como o fluxo de serviços provido pelo estoque destes bens.

- Residência alugada: variável binária.
- Automóvel: variável binária.
- Riqueza financeira: variável binária. Uma família tem riqueza financeira quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: (1) recebimento de juros ou dividendos; (2) depósitos ou resgates em aplicações financeiras.
- Acesso a crédito: variável binária. Uma família tem acesso a crédito quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: (1) propriedade de cartão de crédito ou cheque especial; (2) pagamento de amortização, juros ou seguro sobre empréstimo; (3) contratação de empréstimos; (4) recebimento de rendimentos, depósitos ou resgates em aplicações financeiras.
- Plano de saúde: variável binária. Uma família tem plano de saúde quando um de seus membros reporta titularidade ou despesa com plano de saúde.

A análise preliminar dos dados mostra os seguintes fatos em relação à proporção de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$):

- crescem com a renda, consumo de bens não duráveis e estoque de bens duráveis;
- menores para famílias com imóvel próprio, veículo, riqueza financeira, crédito e plano de saúde;
- maiores para famílias com fonte adicional de renda;
- crescem com o número de crianças e o número de membros da família;
- maiores para empregados domésticos, trabalhador rural e para consumo próprio e menores para empregados públicos e empregadores.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Um modelo logit ordenado é estimado para medir o efeito *ceteris paribus* dos regressores sobre a distribuição de probabilidade da variável dependente y , o indicador subjetivo de satisfação com a renda. Este modelo especifica a seguinte distribuição de probabilidade acumulada para o indicador, o qual assume v valores de 1 a 6, em ordem crescente de satisfação com a renda:

$$\Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (1)$$

$$\Pr[y \leq 6 | x] = 1 \quad (2)$$

onde $\alpha = (\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 < \alpha_4 < \alpha_5)$ é o vetor de pontos de corte, $x = (x_1, \dots, x_k, \dots, x_K)$ é o vetor-linha de K regressores, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k, \dots, \beta_K)'$ é o vetor-coluna de coeficientes e $\Lambda(z)$ é a distribuição de probabilidade acumulada logística, definida como

$$\Lambda(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} \quad (3)$$

Estimadores de máxima-verossimilhança condicional para α e β possuem as propriedades assintóticas desejáveis. Uma estimativa consistente do efeito *ceteris paribus* do regressor k sobre a distribuição de y é dada pela expressão

$$\Pr[y \leq j | x^+] - \Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x^+\beta) - \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

onde x^+ é igual ao vetor x exceto pela mudança no regressor k . Este efeito não é linear nos regressores, uma vez que seu tamanho e sentido depende não apenas de β , mas também de x .

Mais importante para o objetivo deste trabalho é comparar o sentido e o tamanho do efeito dos regressores sobre o indicador. Para tanto, seguindo a literatura empírica, em vez da variação absoluta da probabilidade acumulada, calculada na expressão (4), é mais conveniente usar como medida de comparação a taxa de variação da *odds*, sendo a função *odds*, por sua vez, definida como

$$odds(j; x) = \frac{\Pr[y \leq j | x]}{\Pr[y > j | x]} = \frac{\Lambda(\alpha_j - x\beta)}{1 - \Lambda(\alpha_j - x\beta)}, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5. \quad (5)$$

No caso da distribuição logística, pode-se provar que a taxa de variação da *odds*, relativa à variação $\Delta x_k = 1$ numa variável quantitativa k , é dada por¹⁰

$$\frac{odds(j; x^+) - odds(j; x)}{odds(j; x)} = \exp(-\beta_k) - 1, \quad j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

A taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica nominal é calculada em relação à categoria de referência. Por exemplo, no caso da variável explicativa cor, as taxas de variação da *odds* das categorias preta, parda, amarela e indígena são calculadas em relação à categoria branca, a qual é a categoria de referência da variável cor. Diferentemente, a taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica ordinal é calculada em relação à categoria imediatamente inferior. Por exemplo, no caso da variável explicativa educação, a taxa de variação da *odds* da categoria superior completo mede a variação proporcional da *odds* em relação à categoria médio completo, enquanto a taxa de variação da *odds* da categoria médio completo mede a variação da *odds* em relação à categoria fundamental completo. A distribuição logística facilita bastante a comparação entre os efeitos marginais dos regressores sobre os indicadores, uma vez que, ao contrário

10. É comum estudos empíricos trabalharem alternativamente com a *odds ratio*, definida como $\frac{odds(j; x^+)}{odds(j; x)}$.

de outras distribuições, a taxa de variação da *odds* independe da seleção de j e x . Coincidentemente, esta distribuição também produziu o melhor ajustamento do modelo aos dados no caso de todos os indicadores analisados no trabalho.

Como interpretar o sinal e o tamanho da taxa de variação da *odds* em relação a cada um dos indicadores? Pela definição da função *odds* na expressão (5), uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* indica um efeito positivo (negativo) da variável explicativa sobre a probabilidade das famílias reportarem valores mais baixos para um indicador y . Consequentemente, se um valor mais elevado deste indicador sinaliza um melhor desempenho do mesmo, no sentido de um aumento do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é positiva (negativa) quando esta variável tem um efeito negativo (positivo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, condições subjetivas de moradia e provisão de serviços públicos. Por outro lado, se um valor mais elevado deste indicador sinaliza um pior desempenho do mesmo, no sentido de uma redução do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é positiva (negativa) quando esta variável tem um efeito positivo (negativo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de condições objetivas de moradia, ocorrência e nível de estresse financeiro. Finalmente, cabe ainda ressaltar que o tamanho do efeito de uma variável explicativa sobre o desempenho de um indicador é tanto mais forte quanto maior for o valor absoluto da taxa de variação da *odds*.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados da estimação do modelo logit ordenado à luz da teoria do bem-estar e de outros estudos empíricos. Os principais resultados são apresentados na tabela 2, referentes à estimação da especificação I do modelo com a amostra completa. Esta especificação inclui todos os regressores citados na seção 3.2.2. As três primeiras colunas da tabela 2 referem-se à estimação de um modelo logit binário em que a variável dependente assume o valor $y = 0$ se a família reporta muita dificuldade, dificuldade ou alguma dificuldade e $y = 1$ caso contrário. As demais colunas referem-se à estimação do modelo logit ordenado com $y = 1, 2, \dots, 6$. A tabela reporta para cada regressor a estimativa da taxa de variação da *odds*, ou seja, a *odds ratio* menos 1, o p -valor e a estimativa do efeito marginal de uma mudança no regressor – medida em pontos percentuais (p.p.) – sobre a distribuição de probabilidade acumulada $\Pr[y \leq j | x]$ da variável dependente y , onde $j = 1, 2, \dots, 6$. Estas probabilidades são calculadas para valores dos regressores iguais às suas modas ou medianas. Como explicado na seção 4, uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* sugere uma avaliação menos (mais) favorável das famílias acerca da suficiência de seus rendimentos. A tabela 3 refere-se à estimação de outras especificações de interesse com a amostra completa, enquanto as tabelas 4 e 5 referem-se à estimação da especificação I com subamostras separadas por níveis de renda corrente e educação, respectivamente. Para toda especificação, também

é reportado o valor da estatística pseudo- R^2 , de Nagelkerke, a fim de medir a proporção da variação da variável dependente explicada pelos regressores. Esta estatística assume valores entre 0 e 1.¹¹

TABELA 2

Modelo logit ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Dados: POF 2002-2003/número de observações: 40.530										
Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família										
Especificação I ⁹ /pseudo- R^2 : 0,284										
	Modelo binário: $y = 0, 1^b$			Modelo ordenado: $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6^c$						
	odds	sig	$\Delta Pr[y = 1]$	odds	sig	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 4]$	$\Delta Pr[y \leq 5]$
Renda corrente	-40,7	0,0	-4,0	-32,0	0,0	-7,2	-9,5	-3,2	-1,1	-0,1
Consumo não duráveis	-11,3	0,0	-0,9	-21,3	0,0	-4,5	-6,0	-2,0	-0,7	-0,1
Consumo duráveis	-26,7	0,0	-2,3	-25,1	0,0	-5,4	-7,2	-2,4	-0,8	-0,1
Mulher ^d	36,6	0,0	2,1	35,9	0,0	6,2	7,5	2,2	0,8	0,1
Com cônjuge ^d	2,7	64,5	0,2	-0,2	94,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Área rural ^d	-32,1	0,0	-3,4	-30,2	0,0	-6,1	-9,0	-3,4	-1,2	-0,1
Idade: <21	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	33,5	4,1	3,0	14,6	11,1	2,1	3,4	1,4	0,5	0,1
Idade: 31-40	27,6	0,0	2,0	30,2	0,0	4,6	6,6	2,4	0,9	0,1
Idade: 51-60	38,3	0,0	2,1	36,3	0,0	6,3	7,5	2,2	0,8	0,1
Idade: 41-51	3,8	50,3	0,2	10,0	0,2	2,1	2,2	0,6	0,2	0,0
Idade: >60	-31,0	0,0	-2,4	-24,0	0,0	-5,8	-6,5	-1,8	-0,6	-0,1
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	-5,6	41,4	-0,4	-10,7	0,1	-2,3	-2,7	-0,8	-0,3	0,0
Educ.: até 4ª série	-3,3	53,0	-0,3	-15,3	0,0	-3,2	-4,1	-1,3	-0,4	0,0
Educ.: fundamental	-3,2	54,6	-0,3	-6,6	3,2	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Educ.: médio	-2,4	65,7	-0,2	-6,0	7,7	-1,1	-1,5	-0,6	-0,2	0,0
Educ.: superior	-13,9	1,5	-1,3	-9,0	4,9	-1,6	-2,3	-0,9	-0,3	0,0
Cor: branca ^a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	12,5	11,6	0,9	21,7	0,0	3,7	4,9	1,6	0,6	0,1
Cor: amarela	30,6	22,8	2,0	21,5	17,2	3,7	4,8	1,6	0,6	0,1
Cor: parda	12,0	0,2	0,9	9,5	0,0	1,7	2,3	0,8	0,3	0,0
Cor: indígena	3,7	90,0	0,3	42,8	1,9	7,0	8,7	2,7	1,0	0,1
Região: SE ^e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: N	-23,7	0,0	-2,2	-16,3	0,0	-2,9	-4,4	-1,8	-0,6	-0,1
Região: NE	-3,4	47,0	-0,3	15,8	0,0	2,7	3,7	1,3	0,5	0,1
Região: CO	-18,6	0,0	-1,7	-16,1	0,0	-2,9	-4,4	-1,7	-0,6	-0,1
Região: S	-17,1	0,0	-1,5	-19,1	0,0	-3,5	-5,3	-2,1	-0,8	-0,1
Religião: católica ^a	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-5,3	45,8	-0,4	2,2	64,4	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Religião: evangélica	5,7	30,5	0,4	9,3	0,3	1,7	2,2	0,7	0,2	0,0
Religião: espírita	21,3	8,9	1,3	32,6	0,1	5,7	6,9	2,1	0,7	0,1
Religião: outras	2,3	86,3	0,2	13,2	13,0	2,4	3,1	1,0	0,3	0,0
Com plano saúde ^d	-9,2	2,1	-0,8	-6,8	1,6	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Com acesso a crédito ^d	-5,6	19,5	-0,5	-5,6	2,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^d	-21,3	0,0	-2,0	-11,4	0,0	-2,2	-3,0	-1,0	-0,4	0,0
Residência alugada ^d	12,6	1,0	0,9	18,5	0,0	3,3	4,2	1,3	0,5	0,1
Com automóvel ^d	-16,1	0,0	-1,4	-16,4	0,0	-3,2	-4,5	-1,6	-0,6	-0,1

(Continua)

11. Outras estatísticas pseudo- R^2 foram calculadas com resultados semelhantes.

(Continuação)

Dados: POF 2002-2003/número de observações: 40.530										
Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família										
Especificação 1 ^a /pseudo-R ² : 0,284										
	Modelo binário: y = 0, 1 ^b			Modelo ordenado: y = 1, 2, 3, 4, 5, 6 ^c						
	odds	sig	$\Delta Pr[y = 1]$	odds	sig	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 4]$	$\Delta Pr[y \leq 5]$
Fonte adicional de renda (PR) ^d	26,1	0,0	1,6	24,7	0,0	4,4	5,4	1,7	0,6	0,1
Fonte adic. de renda (além PR) ^d	33,9	0,0	2,5	17,2	0,0	2,9	4,0	1,4	0,5	0,1
Fonte de renda: empregado privado ^e	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: empregado público	15,5	0,7	1,0	2,2	51,9	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Fonte de renda: empregado doméstico	11,3	46,8	0,8	10,8	10,9	2,0	2,5	0,8	0,3	0,0
Fonte de renda: temporário rural	11,5	47,7	0,8	22,3	0,1	4,0	4,9	1,5	0,5	0,1
Fonte de renda: voluntário	137,3	44,8	4,6	53,9	40,2	8,9	10,3	3,0	1,0	0,1
Fonte de renda: empregador	-30,0	0,0	-3,1	-27,2	0,0	-5,5	-7,9	-3,0	-1,1	-0,1
Fonte de renda: conta-própria	8,7	6,7	0,6	0,2	94,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Fonte de renda: estagiário	-58,5	48,3	-9,6	-76,0	17,6	-17,6	-32,1	-20,2	-8,4	-1,0
Fonte de renda: doméstico próprio	-10,9	85,8	-0,9	155,2	1,1	21,0	20,9	5,3	1,8	0,2
Fonte de renda: subsistência	48,9	34,9	2,6	35,4	4,0	6,1	7,4	2,2	0,8	0,1
Fonte de renda: renda financeira	19,4	76,5	1,2	27,6	53,3	4,9	6,0	1,8	0,6	0,1
Fonte de renda: aposentadoria	36,6	0,0	2,1	25,9	0,0	4,6	5,6	1,7	0,6	0,1
Fonte de renda: transferências	20,1	48,2	1,3	8,4	50,8	1,6	2,0	0,6	0,2	0,0
Fonte de renda: aluguel	-19,7	8,0	-1,8	-21,5	0,7	-4,3	-6,0	-2,2	-0,8	-0,1
Fonte de renda: outras	-11,0	35,0	-0,9	-4,1	52,4	-0,8	-1,0	-0,4	-0,1	0,0
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	-27,5	0,0	-2,2	-28,5	0,0	-7,1	-8,0	-2,2	-0,8	-0,1
Tamanho da família: 3	4,9	37,5	0,4	-7,0	3,1	-1,4	-1,8	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: 4	-2,5	61,9	-0,2	-1,7	57,9	-0,3	-0,4	-0,1	0,0	0,0
Tamanho da família: 5	-1,1	85,8	-0,1	-6,6	3,3	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: > 5	2,0	78,1	0,2	0,3	93,4	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	2,3	62,0	0,2	1,6	56,5	0,3	0,4	0,1	0,0	0,0
Número de crianças: 2	0,6	91,4	0,0	0,8	78,6	0,2	0,2	0,1	0,0	0,0
Número de crianças: >2	-0,8	92,5	-0,1	9,6	1,9	1,8	2,3	0,7	0,2	0,0

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE).

Notas: ^a Inclui todas as variáveis explicativas da subseção 3.2.2.^b y = 0 muita dificuldade, dificuldade ou alguma dificuldade; y = 1 muita facilidade, facilidade ou alguma facilidade.^c y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.^d Variável binária.^e Categoria de referência.

Obs.: 1. *odds*: taxa de variação da *odds* (%). Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da *odds* é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas ordinais (idade, educação, tamanho da família, número de crianças), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região, religião, fonte de renda), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

2. *sig*: p-valor (%); $\Delta Pr[y \leq t]$: variação (em p.p.) da prob. acum. de y menor ou igual a t.

TABELA 3

Modelo logit ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a										
Dados: POF 2002-2003/número de observações: 40.530										
Especificação ^b	I		II		III		IV		V	
	odds ^c	ΔPr[y ≤ 3]	odds ^c	ΔPr[y ≤ 3]	odds ^c	ΔPr[y ≤ 3]	odds ^c	ΔPr[y ≤ 3]	odds ^c	ΔPr[y ≤ 3]
Renda corrente	-32,0	-3,2	-30,9	-3,0					-46,8	-5,9
Consumo não duráveis	-21,3	-2,0	-28,3	-2,8	-41,7	-4,9	-56,3	-8,1		
Consumo duráveis	-25,1	-2,4	-33,6	-3,4	-42,1	-4,9				
Pseudo-R ²	0,284	0,239	0,208	0,170	0,192					

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE).

Notas: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.

^b A Especificação I inclui todos os regressores da seção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela).

Os regressores das Especificações II a V são apenas os mostrados nesta tabela.

^c Todas as estimativas são significativas ao nível de 1%.

Obs.: 1. odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da odds é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa.

2. $\Delta Pr[y \leq t]$: variação (em p.p.) da prob. acum. de y menor ou igual a t.

TABELA 4

Modelo logit ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

(Subamostras separadas por categorias de renda corrente)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a								
Dados: POF 2002-2003/Especificação I ^b								
	Categorias de renda corrente							
	0%-25%		25%-50% ^c		50%-75%		75%-100%	
	odds	sig	odds	sig	odds	sig	odds	sig
Renda corrente	-41,4	0,0	-34,4	0,0	-31,4	0,0	-32,0	0,0
Consumo não duráveis	-31,6	0,0	-17,6	0,0	-24,0	0,0	-18,5	0,0
Consumo duráveis	-6,9	34,9	-21,8	0,0	-29,5	0,0	-27,5	0,0
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	24,5	0,9	21,8	0,9	27,6	2,1	15,7	9,5
Cor: amarela	-4,6	90,0	52,3	16,5	36,3	94,2	8,1	72,8
Cor: parda	13,3	0,5	14,1	0,2	9,4	0,8	3,6	41,5
Cor: indígena	112,1	0,1	-12,9	63,1	24,2	97,2	63,6	16,4
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: N	0,0	99,7	-14,4	2,8	-15,8	0,0	-21,3	0,0
Região: NE	50,4	0,0	21,3	0,1	4,0	45,5	-1,9	72,5
Região: CO	-1,4	66,7	-11,9	4,6	-14,5	3,5	-23,0	0,0
Região: S	-15,5	7,1	-10,7	13,6	-14,2	0,8	-29,5	0,0
Pseudo-R ²	55,0		55,0		55,0		55,0	
Número de observações	10.133		10.132		10.133		10.132	

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE).

Notas: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.

^b Inclui todos os regressores da subseção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela).

^c Famílias com renda corrente entre o 1^o e 2^o quartil.

^d Categoria de referência.

Obs.: 1. odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da odds é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região), a taxa de variação da odds de uma categoria é a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

2. sig: p-valor (%).

TABELA 5

Modelo logit ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda
(Subamostras separadas por categoria de educação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a												
Dados: POF 2002-2003/Especificação I ^b												
	Categorias de Educação											
	Superior		Médio		Fundamental		Até 4ª série		Pouca instrução		Sem instrução	
	odds	sig	odds	sig	odds	sig	odds	sig	odds	sig	odds	sig
Renda corrente	-41,4	0,0	-34,4	0,0	-31,4	0,0	-32,0	0,0	-31,5	0,0	-30,0	0,0
Consumo não duráveis	-31,6	0,0	-17,6	0,0	-24,0	0,0	-18,5	0,0	-23,0	0,0	-25,8	0,0
Consumo duráveis	-6,9	34,9	-21,8	0,0	-29,5	0,0	-27,5	0,0	-31,8	0,0	-17,4	0,0
Cor: branca ^c	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	30,9	20,2	24,1	3,9	-6,2	58,4	23,5	0,9	29,8	0,2	32,3	0,4
Cor: amarela	61,3	16,0	-1,3	96,2	-75,1	0,1	51,6	19,6	323,8	0,1	-17,1	69,7
Cor: parda	-8,0	40,2	8,9	8,9	3,9	52,1	13,4	0,2	14,9	0,3	5,3	37,1
Cor: indígena	-47,7	48,3	48,4	38,2	95,8	11,7	34,0	36,0	52,2	13,9	13,9	69,7
Região: SE ^c	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: N	-31,1	1,7	-31,1	0,0	-16,1	6,6	-17,7	0,3	-4,4	56,5	10,7	33,1
Região: NE	-10,1	35,8	-4,0	55,4	7,0	39,7	22,6	0,0	24,7	0,0	49,0	0,0
Região: CO	-35,7	0,0	-17,7	1,0	-25,4	0,1	-8,5	11,7	-14,0	4,2	-10,1	28,0
Região: S	-43,3	0,0	-21,3	0,3	-23,7	0,4	-13,5	1,6	-10,8	17,0	-8,1	54,3
Pseudo-R ²	0,196		0,181		0,214		0,204		0,225		0,190	
Número de observações	2.148		6.971		4.985		11.065		8.552		5.998	

Fonte: POF 2002-2003 (IBGE).

Notas: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.

^b Inclui todos os regressores da subseção 3.2.2 (apenas os de interesse são mostrados na tabela).

^c Categoria de referência.

Obs.: 1. *odds*: taxa de variação da *odds* (%). Para as variáveis renda corrente, consumo de não duráveis e consumo de duráveis, a taxa de variação da *odds* é calculada para um aumento de 1% no valor *per capita* da variável explicativa. Para as variáveis categóricas nominais (cor, região), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

2. *sig*: p-valor (%).

Antes de discutir a estimativa para cada regressor individualmente, três resultados mais gerais na tabela 2 merecem comentário. Primeiro, o sinal e a significância do efeito dos regressores no modelo binário são consistentes com os resultados do modelo ordenado, embora o tamanho deste efeito seja sensivelmente menor no modelo binário. Isto ocorre porque este modelo mais simples ignora a variabilidade da variável dependente dentro dos três primeiros e dos três últimos graus de satisfação. Daí a importância do modelo ordenado. Segundo, o tamanho do efeito dos regressores – em termos de variação em p.p. – sobre a probabilidade acumulada $\Pr[y \leq j | x]$ diminui com j . Por exemplo, o efeito dos regressores sobre a probabilidade das famílias reportarem muita satisfação é praticamente desprezível.

Isto ocorre porque graus de satisfação j cada vez mais elevados são reportados por uma proporção cada vez menor de famílias na amostra. Esta é a razão por que a taxa de variação da *odds* revela-se mais adequada como medida do efeito dos regressores. Terceiro, embora medidas de renda e de consumo sejam incluídas como regressores em seus níveis *per capita*, todas as especificações estimadas no trabalho incluem o tamanho da família e o número de crianças a fim de controlar a existência de economias de escala e necessidades heterogêneas dentro da unidade familiar. Economias de escala reduzem a renda e o consumo *per capita* requeridos para garantir um dado nível de bem-estar material. Gastos com conserto de televisão não dobram quando um casal decide ter mais um filho. Necessidades heterogêneas implicam, por exemplo, que famílias diferentes na sua composição entre adultos e crianças demandam diferentes volumes de recursos para alcançar um dado grau de satisfação. Corroborando estes argumentos, tanto o tamanho da família como o número de crianças são significativas em todas as especificações.

A POF é bem clara quanto ao conceito de renda por trás da pergunta sobre o grau de satisfação das famílias com seus rendimentos: a média mensal da renda total nos últimos doze meses. Isto faz sentido. É natural pensar numa relação inequivocamente positiva, embora não necessariamente linear, entre renda e satisfação das necessidades materiais. Afinal, quanto maior a renda, maior a capacidade potencial de aquisição dos bens e serviços produzidos na economia. A tabela 3 mostra os resultados da estimação da especificação V do modelo, a qual inclui apenas a renda corrente *per capita* como regressor. Esta variável tem um efeito forte e significativo ao nível de 1%. Dado um aumento de 1% na renda corrente *per capita*, a taxa de variação da *odds* é de -46,8%, enquanto as probabilidades das famílias reportarem muita dificuldade e pelo menos alguma dificuldade sofrem uma queda de 12,5 p.p. e 5,9 p.p., respectivamente. No entanto, o baixo valor da pseudo- R^2 , igual a 0,192, não deixa dúvida de que a renda está muito longe de explicar sozinha a variabilidade do grau de satisfação das famílias com seus rendimentos.

Existem duas razões para suspeitar que o consumo tem um efeito marginal relativamente maior que a renda sobre a avaliação das famílias quanto à suficiência de seus rendimentos. Primeiro, o conceito de renda não cobre a totalidade dos recursos econômicos à disposição das famílias. Provisão de bens públicos e transferências não monetárias são fontes consideráveis de recursos – principalmente para famílias de baixa renda – com disponibilidade precária de dados. Logo, comparado com a renda corrente, consumo é mais correlacionando com a totalidade dos recursos à disposição das famílias. Segundo, embora a POF se refira explicitamente à renda média nos 12 últimos meses, nada impede que a avaliação das famílias se estenda a um período anterior mais longo e/ou inclua as expectativas quanto à renda futura. Esta possível perspectiva de longo prazo significa que, ao responderam a pergunta da POF, as famílias avaliam a suficiência de sua renda permanente e não a de sua

renda corrente. Supondo um razoável grau de suavização de consumo no tempo, consumo é mais correlacionado com a renda permanente do que com a corrente e, portanto, deve ser capaz de explicar mais satisfatoriamente o indicador de suficiência da renda. O argumento de que o efeito marginal do consumo supera o da renda é corroborado pelos resultados da especificação IV na tabela 3, a qual inclui apenas o consumo de bens não duráveis como regressor. Dado um aumento de 1% no nível *per capita* desta variável, a taxa de variação da *odds* é de -56,3%, enquanto as probabilidades das famílias reportarem muita dificuldade e pelo menos alguma dificuldade sofrem uma queda de 16,2 p.p. e 8,1 p.p., respectivamente. No entanto, o valor da pseudo- R^2 é de apenas 0,170, menor que o valor para a especificação V que inclui apenas a renda, sugerindo que a variável dependente é mais explicada pela variação da renda do que pela variação do consumo.¹² Isto ocorre porque o desvio-padrão amostral da renda supera o do consumo numa extensão que confere à renda maior poder de explicação apesar de seu menor efeito marginal. A maior volatilidade da renda é explicada, por sua vez, pela suavização do consumo decorrente do amortecimento de choques na renda corrente através do acesso ao mercado de crédito. Uma noção mais completa do efeito do consumo precisa necessariamente seguir a estimação da especificação III, a qual inclui tanto o consumo de bens não duráveis quanto o de bens duráveis como regressores. Neste caso, o valor da pseudo- R^2 de 0,208 é ainda baixo, embora agora seja maior que o da especificação V, que inclui apenas a renda.

A especificação II na tabela 3 inclui como regressores tanto a renda corrente quanto o consumo de bens duráveis e de bens não duráveis. Conforme explicado anteriormente, estas duas medidas de consumo podem funcionar como um *proxy* para renda permanente.¹³ Logo, a estimação desta especificação permite comparar a força relativa entre choques temporários e permanentes na renda das famílias. Para verificar porque isto é possível, considere a decomposição da renda corrente total R entre renda temporária T e renda permanente P , de forma que $R=T+P$. Substituindo esta equação dentro do termo $x\beta$ na equação (5), segue que

$$\beta_R R + \beta_P P = \beta_R (T+P) + \beta_P P = \beta_R T + (\beta_R + \beta_P) P. \quad (7)$$

Pelo resultado (7), o coeficiente β_R da renda corrente R determina o efeito dos choques temporários, enquanto o coeficiente β_P da renda permanente P determina a extensão em que o efeito de choques permanentes é mais forte que o efeito de choques temporários. Como a taxa de variação da *odds* relativa à renda corrente é dada por $\exp(-\beta_R)-1$, os resultados da especificação II sugerem que choques temporários têm um efeito positivo forte e significativo ao nível de 1%.

12. Embora ausente na tabela 3, o mesmo ocorre para a especificação incluindo apenas o consumo de bens duráveis.

13. Consumo de bens duráveis e de bens não duráveis foram incluídos simultaneamente porque cada um deles é um *proxy* imperfeito da renda permanente.

Da mesma forma, como a taxa de variação da *odds* relativa ao consumo – tanto de bens duráveis como de bens não duráveis – é dada por $\exp(-\beta_p)-1$, conclui-se que choques na renda permanente têm um efeito positivo mais forte que choques na renda corrente. Este resultado também vale para a especificação I na tabela 2, que inclui todos os regressores, e para especificações em que apenas uma das medidas de consumo, além da renda, é incluída como regressor.

Resultado igualmente relevante na especificação II é que o valor da pseudo- R^2 , em torno de 0,239, continua baixo, embora esta especificação inclua medidas de renda e de consumo – de duráveis e de não duráveis – como regressores. Este reduzido poder de explicação conjunto da renda e do consumo é coerente com a ampla e bem documentada evidência empírica de que indicadores subjetivos de qualidade de vida – tal como o grau de satisfação das famílias com a renda – não estão fortemente correlacionados com seus equivalentes objetivos, sejam eles indicadores de recursos com a renda, sejam eles indicadores de resultados como o consumo. Não necessariamente pessoas sofrendo maior privação material, objetivamente medida, informam menor satisfação com suas condições de vida. A literatura oferece quatro razões para entender este descasamento entre as condições materiais objetivas e sua percepção subjetiva pelas famílias:

1. Diferenças nas necessidades materiais: famílias diferem no tamanho e na composição de suas necessidades materiais. Isto, por sua vez, se reflete na demanda por cestas de consumo com preços diferentes, de forma que o grau de satisfação com um mesmo nível de renda pode diferir. Este fato também pode ser explicado por diferenças regionais de preços no caso de famílias com necessidades muito parecidas, mas residindo em regiões distintas. Além disso, como discutido na seção 2, indicadores objetivos como a renda não são capazes de medir a totalidade dos recursos disponíveis para as famílias, de forma que sua variabilidade entre as famílias é refletida imperfeitamente na variabilidade da renda.
2. Diferenças nas expectativas: como explicado mais profundamente na seção 2, a avaliação subjetiva das famílias reflete não apenas suas condições objetivas de vida, mas também a interação destas condições com suas expectativas, objetivos e aspirações. Por exemplo, famílias enfrentando condições materiais parecidas, mas com expectativas distintas devido a experiências passadas diferentes, podem reportar diferentes graus de satisfação com suas rendas.
3. Diferenças na percepção de renda relativa: diferenças de percepção de renda relativa contribuem para o baixo poder de explicação da renda absoluta sobre o grau de satisfação das famílias. Como explicado na seção 2, famílias com a mesma renda absoluta, mas comparando-se com diferentes

grupos sociais de referência, muito possivelmente terão diferentes percepções de suas rendas relativas e, portanto, avaliarão diferentemente a suficiência de seus rendimentos. Este efeito é amplificado pelo fato de que a renda relativa percebida subjetivamente é a que realmente importa na avaliação das famílias, e não a renda relativa efetiva, objetivamente medida dentro de seu grupo de referência. Esta distinção ocorre porque, enquanto a renda absoluta de uma família é observada diretamente, sua renda relativa precisa ser estimada pela família a partir da informação disponível sobre a renda média de seu grupo de referência. A existência de um possível erro de percepção quanto à renda relativa, definida como a diferença entre o valor percebido e o valor efetivo desta variável, introduz um ruído adicional no efeito da renda sobre o grau de satisfação da família com a renda. Dito de outra forma, controlando pelos níveis efetivos de renda absoluta e de renda relativa, objetivamente medidas, famílias incorrendo em diferentes erros de percepção avaliarão diferentemente a suficiência de seus rendimentos.

Igualmente importante, existe uma boa razão para acreditar que o erro de percepção esteja correlacionado com algumas variáveis demográficas e sociais incluídas no modelo, explicando então parte de sua significância. Que razão é esta? Uma vez que as famílias carecem de informação precisa sobre sua renda relativa efetiva, uma vez que não observam diretamente a renda média de seus grupos de referência, a percepção sobre suas rendas relativas pode estar enviesada pela divulgação pública de estatísticas comparativas entre diversos segmentos sociais. Considerando famílias com rendas relativas efetivas equivalentes dentro de seus grupos de referência, uma família negra ou parda do Nordeste pode avaliar menos satisfatoriamente sua renda que uma família branca do Sudeste simplesmente porque sua percepção de renda relativa é enviesada pelo conhecimento comum, amplamente difundido na opinião pública, de que negros, pardos e nordestinos são mais pobres que a média nacional. Realmente, como as desigualdades socioeconômicas com maior repercussão na mídia costumam envolver segmentos sociais separados por variáveis como idade, cor, região e educação, é presumível que tais variáveis sejam as candidatas mais fortes para uma correlação com o erro de percepção das famílias quanto a sua renda relativa. É também esperado que esta correlação deva variar fortemente entre famílias com graus distintos de acesso à informação sobre sua renda relativa efetiva. Famílias nordestinas ou de cor negra, quando ricas e bem educadas, devem ter uma noção bastante precisa de sua posição de fato na pirâmide social brasileira e dentro de seu grupo de referência, de forma que sua percepção de renda relativa não deve diferir de suas equivalentes sudestinas ou de cor branca.

Diferentemente, famílias nordestinas ou de cor negra, quando pobres e com pouca educação, podem erroneamente imaginar, por influência do conhecimento comum de estatísticas sociais relativamente desfavoráveis para sua região e cor, que ocupam uma posição relativa abaixo de suas equivalentes sudestinas ou de cor branca. Para testar o argumento, as tabelas 4 e 5 mostram os resultados, apenas para variáveis de interesse, da estimação da especificação I para subamostras separadas por níveis de renda corrente e educação, respectivamente. Em geral, os efeitos da cor negra e parda, em relação à cor branca, são significativos ao nível de 5% somente para os níveis mais baixos de educação e consumo. O mesmo ocorre para o efeito da região Nordeste em relação à região Sudeste. Além disso, o tamanho destes efeitos, medido pela taxa de variação da *odds*, é mais alto para os níveis inferiores de educação e de renda corrente. Estes resultados corroboram o argumento de que o efeito de variáveis como cor e região na amostra completa pode estar refletindo sua correlação com erros de percepção de renda relativa em determinadas subamostras.¹⁴

4. Diferenças na necessidade de poupança precaucionária: famílias alocam parte de sua renda na formação de poupança precaucionária, protegendo-se de eventos futuros indesejáveis, tais como doença, desemprego e redução de salário. O tamanho ótimo desta poupança varia entre as famílias. Quanto maior a necessidade de poupança precaucionária, menor a proporção da renda que pode ser alocada no consumo de bens e serviços e, portanto, menor o grau de satisfação com um dado nível de renda. Além dos atributos demográficos e sociais dos membros da unidade familiar, um conjunto de variáveis econômico-financeiras é importante para explicar a demanda por poupança precaucionária. Estas variáveis são incluídas na especificação I do modelo, cujos resultados são apresentados na tabela 2. Com exceção da fonte adicional de renda e de algumas categorias da fonte de renda, todas produzem um efeito com sinal esperado e significativo ao nível de 5%. Segue a relação destas variáveis com a motivação por trás de sua seleção.

 - Fonte principal de renda: a incerteza quanto à renda futura depende em boa medida da natureza de sua fonte geradora. Por exemplo, a volatilidade da renda dos empregados públicos é, em média, certamente menor que a

14. Guven e Sorensen (2007) argumentam que indivíduos comparam-se sistematicamente com a camada mais rica de seu grupo social, de forma que a renda relativa percebida, como resultado desta comparação, importa mais que a renda relativa efetiva – definida em relação à média do grupo social – para a felicidade das pessoas. Ao testar esta hipótese com dados norte-americanos a partir de 1970, eles concluem que o efeito da renda relativa percebida sobre a probabilidade de ser feliz é mais significativo que os efeitos da renda absoluta e da renda relativa efetivas. Ao repetir a análise para famílias de alta, média e baixa renda, eles encontram que o efeito da renda relativa é bem mais significativo para famílias de média e baixa renda que o efeito da renda absoluta, enquanto o resultado inverso ocorre para famílias de alta renda.

dos empregados privados. Quanto maior esta incerteza, maior a poupança precaucionária requerida para suavizar choques adversos na renda.¹⁵

- Fonte adicional de renda (PR/além PR): a existência de uma fonte adicional de recursos na família – seja uma segunda fonte da pessoa de referência, seja a fonte de outra pessoa da família – reduz a probabilidade de uma forte restrição temporária de recursos em virtude da perda ou redução dos rendimentos da fonte principal da pessoa de referência. Isto, por sua vez, reduz a demanda por poupança precaucionária. Obviamente que este efeito é tanto maior quanto menor for a correlação entre as rendas das fontes principal e adicional. Estas são as duas únicas variáveis com sinal contrário ao esperado. Possivelmente, isto decorre da forte correlação entre renda e necessidade de uma fonte adicional de renda.
- Imóvel próprio, riqueza financeira e veículo: o tamanho ótimo da poupança precaucionária deve aumentar com a iliquidez dos ativos que a compõem, a fim de compensar eventuais custos de transação quando os ativos forem liquidados para fazer frente a eventos indesejáveis. Em geral, imóveis, riqueza financeira e veículos são ativos razoavelmente líquidos.
- Acesso a crédito: obviamente que contar com recursos de terceiros reduz a necessidade de poupança precaucionária para enfrentar uma insuficiência temporária de recursos.
- Plano de saúde: um plano de saúde permite reduzir a poupança precaucionária para enfrentar uma deterioração futura das condições de saúde.

Como observado, diferenças entre famílias, no que tange a necessidades, expectativas, percepção de renda relativa e poupança precaucionária, podem estar na raiz do reduzido poder de explicação de medidas de renda e de consumo sobre o grau de satisfação com a renda, fato conhecido na literatura como o descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos das condições de vida. Estas quatro diferenças são produto da diversidade biológica, cultural, social e econômica existente no universo das famílias de uma população. Parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade não observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis para as quais não existe ou é impossível obter informação. Por exemplo, atributos psicológicos, tais como otimismo, maturidade, inteligência e ansiedade, devem com certeza influenciar a avaliação subjetiva das famílias quanto à suficiência de sua

15. É importante alertar que a variável fonte principal de recursos não tem o mesmo significado que ocupação ou posição na força de trabalho, as quais costumam ser mais comumente usadas em trabalhos empíricos. Por exemplo, uma família com a pessoa de referência desempregada ou fora da população economicamente ativa poderia ser incluída tanto na categoria de transferências privadas como na categoria aluguéis de imóveis ou rendimentos de ativos financeiros, dependendo de qual fosse sua principal fonte de subsistência. A razão para usar esta variável, em vez de ocupação ou posição na força de trabalho, é que a volatilidade dos recursos de uma família depende mais diretamente da natureza de suas fontes geradoras.

renda. Outra parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis demográficas e socioeconômicas, além das medidas de renda e de consumo, com informação disponível a nível familiar.

Para determinar a natureza e o tamanho do impacto da heterogeneidade observada sobre o grau de satisfação das famílias com a renda, uma exaustiva lista de regressores, além das medidas de renda e de consumo, é introduzida na especificação I, cujos resultados da estimação são apresentados na tabela 2. Estes regressores são as variáveis explicativas descritas na seção 3.2.2. Três resultados são destacados. Primeiro, com base na taxa de variação da *odds*, o efeito marginal da maioria dos regressores tem o sinal esperado e é significativo ao nível de 5%. Além disso, o tamanho do efeito de choques temporários e permanentes na renda, medidos pelas taxas de variação da *odds* da renda e do consumo, respectivamente, é maior que o tamanho do efeito da maioria dos outros regressores. Isto sugere que, embora longe de explicar toda a extensão do grau de satisfação das famílias com a renda, indicadores objetivos como renda e consumo são determinantes para o comportamento desta variável. Segundo, idade, região e meio rural estão entre as variáveis demográficas e sociais com maior significância e valor absoluto da taxa de variação da *odds*. Coerentemente, embora não seja mostrado na tabela 2, estas variáveis também produziram a maior queda no valor da pseudo- R^2 quando foram excluídas individualmente da especificação, sugerindo seu maior poder de explicação. Terceiro, os resultados da tabela 3 permitem avaliar o poder de explicação da heterogeneidade observada além daquela envolvendo diferenças de renda e consumo: a especificação I produziu um leve aumento de 0,239 para 0,284 no valor da pseudo- R^2 em relação à especificação II, a qual inclui apenas as medidas de renda e de consumo como regressores. O valor ainda baixo desta estatística para a especificação I, a qual inclui um número exaustivo de regressores, sugere que parte significativa da variação da variável dependente – o grau de satisfação das famílias com a renda – é explicada pela existência de algum tipo de heterogeneidade não observada.

Segue adiante uma discussão mais detalhada dos resultados da tabela 2 para as variáveis demográficas e sociais na especificação I do modelo logit ordenado com $y = 1, 2, 3, 4, 5, 6$.¹⁶

- Idade: este é o regressor com o maior poder de explicação sobre a variável dependente. Isto porque sua exclusão individual do modelo produziu a maior perda de ajustamento nos dados – medida pela redução do valor da estatística pseudo - R^2 . O efeito da idade torna-se significativamente positivo a partir da passagem do segundo intervalo (<21 anos) para o terceiro intervalo (entre 21 e 30 anos). No entanto, o sentido do

16. As três primeiras colunas da tabela 2 referem-se ao modelo logit binário com $y = 1, 2$.

efeito muda de direção da passagem do penúltimo intervalo (entre 51 e 60 anos) para o último intervalo (>60 anos). Entre 25 e 55 anos aproximadamente, a probabilidade de reportar pelo menos alguma dificuldade aumenta em média 1,7 p.p., enquanto a probabilidade de reportar muita dificuldade aumenta de 4,3 p.p. Estes resultados sugerem que, *ceteris paribus*, as famílias tendem a avaliar menos satisfatoriamente suas rendas à medida que a idade avança, embora esta tendência sofra uma inflexão com a chegada da velhice. Como interpretar estes resultados? Idade é um tipo de heterogeneidade observada que explica diferenças de tamanho e composição de necessidades, expectativas e percepção de renda relativa. Em princípio, existem quatro possíveis razões para que o grau de satisfação com a renda aumente com a idade, contrariando os resultados aqui encontrados. Primeiro, jovens em geral alimentam expectativas e aspirações mais ambiciosas. Segundo, a defasagem entre objetivos ainda não alcançados e realizações diminui com a idade. Terceiro, idosos tiveram mais tempo para ajustar suas expectativas às suas condições particulares. Quarto, idosos administram melhor eventos adversos em suas vidas. No entanto, também não faltam argumentos teóricos e resultados empíricos desafiando esta relação positiva entre idade e satisfação com a renda. A probabilidade de uma deterioração brusca no estado de saúde aumenta com a idade, de forma que a parcela substancial da mesma fica engessada com despesas médicas e hospitalares irredutíveis. Além disso, alguns trabalhos empíricos têm observado uma curva em forma de U na relação entre idade e grau de felicidade, a qual depende em boa parte da capacidade de satisfação das necessidades materiais. Seja qual for a relevância empírica dos argumentos teóricos quanto ao efeito da idade sobre o grau de dificuldade material, três problemas metodológicos são verificados na estimação deste efeito, de forma que recomenda-se cautela com a avaliação de qualquer resultado empírico. Primeiro, satisfação com a renda é um conceito subjetivo cujo significado pode variar com a idade. Segundo, o efeito da idade pode se confundir com o efeito coorte. Terceiro, como pessoas mais satisfeitas com a renda tendem a viver mais tempo, existe um viés de seleção amostral que reforça o efeito positivo estimado da idade sobre o grau de satisfação com a renda. Este fato poderia explicar porque famílias reportando pelo menos alguma dificuldade material no intervalo acima de 60 é menor que nos intervalos anteriores.

- Cor: famílias de cor negra, parda e indígena avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas que famílias de cor branca, com taxas de variação da *odds* de 21,7%, 9,5% e 42,8%, respectivamente. Estes efeitos são significativos ao nível de 5%. Cor amarela não produziu

efeito significativo ao nível de 10%. Em relação à cor branca, a probabilidade de reportar muita dificuldade é 3,7 p.p. maior para cor negra, 1,7 p.p. maior para cor parda e 7,0 p.p. maior para cor indígena. Como interpretar estes resultados? Primeiro, preconceito de cor pode assumir a forma de barreiras para o acesso a bens públicos, mais que compensando políticas de quotas e de ação afirmativa. Segundo, famílias etnicamente distintas podem não compartilhar exatamente a mesma história e ambiente cultural, o que produziria diferenças no tamanho e na composição de suas necessidades materiais, bem como nas suas aspirações, objetivos e capacidade de adaptação a novas circunstâncias. Terceiro, como explicado antes, famílias negras, pardas e indígenas, podem ter sua percepção de renda relativa enviesada por estatísticas informando que pessoas de sua cor desfrutam de um padrão de vida mais baixo que a média nacional. Neste sentido, embora felicidade e satisfação financeira sejam sentimentos diferentes, cabe mencionar que trabalhos empíricos para os Estados Unidos e África do Sul, incluindo Guven e Sorensen (2007), concordam que negros tendem a ser mais infelizes que brancos. A explicação comum é a menor autoestima dos negros em decorrência de seu menor prestígio social.

- Religião: famílias de religião evangélica e espiritualista avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas que famílias de religião católica. Este efeito é mais forte para a religião espiritualista. Não há diferença significativa entre famílias católicas e protestantes. A razão para testar a significância desta variável é a influência dos valores religiosos na formação das aspirações, ambições e necessidades materiais, bem como na capacidade de adaptação a novas circunstâncias, o que por sua vez condiciona a satisfação das famílias com suas condições materiais.
- Região: em relação à região Sudeste, famílias da região Nordeste avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas, enquanto famílias das regiões Norte, Centro-Oeste e Sul avaliam mais favoravelmente. Estes efeitos são significativos ao nível de 1% e têm praticamente o mesmo tamanho, uma vez que não há diferença significativa entre os módulos das taxas de variação da *odds*. Uma família da região Nordeste tem uma probabilidade 1,3 p.p. menor de reportar pelo menos alguma dificuldade e uma probabilidade 2,7 p.p. menor de reportar muita dificuldade. Como foi explicado, as estimativas para região podem estar enviesadas por uma possível correlação entre esta variável e os erros não observados de percepção de renda relativa. Além disso, diferenças de nível geral de preços podem explicar parte do efeito deste regressor. É interessante observar que o coeficiente da região Nordeste não é significativo no modelo logit

binário, sugerindo que o impacto desta variável ocorre dentro dos três primeiros e três últimos níveis de dificuldade com a renda.

- **Gênero:** *ceteris paribus*, mulheres avaliam menos favoravelmente a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo ao nível de 1% e seu tamanho relativamente grande. O que explica este resultado? Primeiro, homens e mulheres podem diferir nas suas expectativas, ambições, objetivos de vida e capacidade de adaptação a novas circunstâncias, de forma que poderiam avaliar diferentemente a suficiência de um mesmo nível de renda. Segundo, por razões culturais, homens são em geral educados desde a infância num ambiente social relativamente mais competitivo e, além disso, costumam responder perante seus pares pela privação material da família. Logo, homens devem interiorizar uma forte pressão social para manter uma renda relativa satisfatória no contexto de sua comunidade. Mulheres, ao contrário, estariam mais preocupadas em sustentar uma renda absoluta capaz de preservar o padrão de vida da família, valorizando muito mais a estabilidade necessária para o sustento dos filhos. Corroborando este argumento, Guven e Sorensen (2007) encontram evidência de que renda relativa é significativamente mais importante que renda absoluta para explicar felicidade no caso dos homens, enquanto somente a renda absoluta tem efeito significativo no caso das mulheres. Logo, homens e mulheres devem ter diferentes percepções de renda relativa.
- **Cônjuge:** mesmo ao nível de 10%, a existência de um cônjuge não tem efeito significativo sobre o grau de dificuldade das famílias com suas rendas. Este resultado é razoável? Existem duas razões para testar a significância desta variável. Primeiro, estudos empíricos têm enfatizado que pessoas casadas tendem a reportar graus mais elevados de felicidade em pesquisas sociais. Guven e Sorensen (2007) concluem que elas são significativamente mais prováveis de serem felizes que pessoas solteiras, divorciadas e viúvas. Embora o conceito de felicidade envolva outros aspectos da existência humana além da satisfação material, é inegável que pessoas mais felizes são, em geral, mais otimistas e esperançosas, sendo assim mais propensas a reportar maior satisfação com suas condições materiais. Afinal, a satisfação com aspectos não materiais da vida, tais como círculo de amigos e ambiente familiar, pode amenizar a insatisfação com restrições materiais. Segundo, pessoas casadas com outras que também recebam algum rendimento podem contar com o suporte financeiro de seus parceiros no caso de interrupção temporária ou permanente de seus rendimentos correntes. Isto reduz a volatilidade dos recursos econômicos da família e, portanto, diminui a probabilidade de eventos que imponham a seus membros uma severa restrição material.

- Meio rural: famílias no meio rural avaliam mais favoravelmente a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo ao nível de 1% e seu tamanho relativamente grande.
- Educação: para todas as categorias de educação, a taxa de variação da *odds*, em relação à categoria imediatamente anterior, é negativa. Isto significa que, *ceteris paribus*, famílias mais bem educadas avaliam mais favoravelmente a suficiência de suas rendas. Este efeito é significativo ao nível de 5%, revelando-se mais forte nos níveis inferiores. Contudo, o tamanho deste efeito não é tão expressivo quanto o da maioria dos outros regressores. Um nível a mais de educação contribui, em média, para uma redução de 2 p.p. na probabilidade das famílias reportarem muita dificuldade. Esta redução diminui para menos de 1 p.p. no caso das famílias reportarem pelo menos alguma dificuldade. Como interpretar estes resultados? Primeiro, renda permanente é o valor presente do fluxo esperado de rendimentos futuros, os quais são fortemente correlacionados com o nível de educação. Logo, se consumo não é um bom *proxy* para renda permanente, educação traz informação adicional sobre a renda permanente. Segundo, educação pode condicionar diretamente as expectativas e objetivos das famílias. Por um lado, educação pode induzir maior satisfação com a renda à medida que facilita a adaptação da família a novas circunstâncias. Por outro lado, quanto mais educados os membros de uma família, maior sua demanda por bens culturais e, portanto, maior o tamanho de suas necessidades para um dado nível de renda, induzindo menor satisfação com a renda. Terceiro, famílias mais bem educadas devem ter maior renda relativa dentro de seu grupo social de referência. Quarto, educação traz maior conscientização da família quanto à sua posição relativa no contexto de sua comunidade, de forma que famílias com diferentes níveis de educação devem ter diferentes percepções de renda relativa. Novamente, embora felicidade e satisfação com a renda sejam sentimentos diferentes, cabe aqui mencionar o resultado encontrado por Guven e Sorensen (2007) de que a felicidade aumenta com o nível de educação, sendo os pós-graduados os mais felizes e aqueles sem um diploma de nível médio (*high school*), os mais infelizes.

6 CONCLUSÃO

A POF 2002-2003 inclui um questionário sobre avaliação subjetiva das condições de vida através do qual as famílias da amostra reportam seu grau de satisfação com a renda. Usando esta informação, um modelo logit ordenado é estimado para analisar os determinantes demográficos, sociais e econômicos da percepção subjetiva das famílias brasileiras acerca da suficiência de seus rendimentos. Resultados interessantes, e alguns de certa forma surpreendentes, foram obtidos em relação

ao efeito das variáveis explicativas sobre a probabilidade das famílias reportarem graus mais elevados de dificuldade com a renda: *i*) renda corrente e consumo têm um efeito negativo e significativo, embora o poder de explicação conjunto destas variáveis seja reduzido; *ii*) o efeito de choques na renda permanente é mais forte que o de choques na renda corrente; *iii*) variáveis demográficas e sociais, tais como idade, educação, cor, gênero e religião, têm um efeito significativo e com sinal esperado, de forma que diferenças de expectativas, percepção de renda relativa e disponibilidade de poupança precaucionária contribuem para explicar a avaliação das famílias; e *iv*) embora a heterogeneidade observada na forma de diferenças demográficas, sociais e econômicas contribua para explicar a dificuldade das famílias com a renda numa extensão significativa, ainda resta uma parte considerável a ser explicada possivelmente por algum tipo de heterogeneidade não observada, tal como diferenças em atributos culturais e psicossociais. Consistente com a literatura internacional, estes resultados se inclinam pela existência de um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida na sociedade brasileira, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. O trabalho espera assim contribuir para o entendimento da qualidade de vida da população brasileira, pelo menos na sua dimensão material. Duas sugestões de pesquisa são extensões naturais deste trabalho: *i*) o estudo dos determinantes dos indicadores subjetivos no Brasil em outros domínios da qualidade de vida, tais como habitação, saúde, meio ambiente e segurança, enfatizando principalmente a extensão de seu descasamento com indicadores objetivos; e *ii*) um estudo mais rigoroso do efeito da renda relativa – *vis-à-vis* a renda absoluta – sobre os indicadores subjetivos.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DI TELLA, R.; MACCULLOCH, R. **Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?** NBER, 2001 (Working Paper, n. 8198).
- CUMMINS, R. Objective and subjective anuality of life: an interactive model. **Social Indicators Research**, v. 52, n. 1, 2000.
- DUESENBERY, J. **Income, savings and the theory of consumer behavior**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1949.
- GRAHAM, C. **Can happiness research contribute to development economics?** Washington: The Brookings Institution, 2004.
- GUVEN, C.; SORENSEN, B. E. **Subjective well-being: keeping up with the joneses. Real or perceveid?** Manuscrito, 2007.
- HIRSCH, F. **The social limits to growth**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1976.
- KAPTEYN, A.; VAN PRAAG, B. Evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in The Netherlands. **European Economic Review**, n. 4, p. 33-62, 1973.

LAYTE, R.; MAÎTRE, B.; NOLAN, B.; WHENA, C. Income, deprivation and economic strain: an analysis of the European community household painel. **European Sociological Review**, v. 17, n. 4, p. 357-372, 2001.

OSWALD, J. A. Happiness and Economic Performance. **Economic Journal**, v. 107, 1997.

RUSSELL, H.; WHELAN, C. **Low income and deprivation in an enlarged Europe**. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2004.

VEBLEN, T. **The Theory of Leisure Class**. New York: The Modern Library, 1899.

INDICADORES OBJETIVOS E SUBJETIVOS DE QUALIDADE DE VIDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS SEGUNDO A POF DE 2002-2003: UM ESTUDO SOBRE SEUS DETERMINANTES DEMOGRÁFICOS, SOCIAIS E ECONÔMICOS¹

Marcelo de Sales Pessoa²
Marcos Antonio Coutinho da Silveira³

1 INTRODUÇÃO

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) traz um questionário sobre a avaliação das famílias brasileiras acerca de aspectos importantes de suas condições de vida. Algumas perguntas do questionário são de natureza subjetiva, investigando o grau de satisfação das famílias com a suficiência de seus rendimentos, a quantidade e a qualidade do alimento consumido e as condições de moradia. Outras perguntas são de natureza objetiva, buscando medir resultados não influenciados pelo julgamento de valor das famílias quanto a sua suficiência ou adequação, tais como número de problemas no domicílio, provisão de serviços públicos básicos e ocorrência de estresse financeiro. Indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida podem então ser construídos a partir da informação coletada pelo questionário. Além disso, estes são indicadores parciais, ou seja, cada um deles mede a qualidade de vida em um domínio específico da existência humana, e não a qualidade de vida como um todo.

A proposta deste capítulo é investigar os determinantes demográficos e socioeconômicos do desempenho dos indicadores de qualidade de vida construídos a partir da POF de 2002-2003, lançando mão da informação igualmente disponível nesta pesquisa sobre consumo, renda, ativos e características das famílias, bem como de seus membros individuais. Mais especificamente, um modelo logit ordenado é estimado para medir e avaliar o tamanho e a significância do efeito de um conjunto de variáveis explicativas – sugeridas pela literatura de bem-estar – sobre a distribuição de probabilidade de cada um dos indicadores. A ênfase recai na análise comparativa do efeito da renda corrente e da renda permanente –

1. Este estudo foi publicado em janeiro de 2010, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1437.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Disoc.

usando-se o consumo como *proxy* para renda permanente – sobre o desempenho dos indicadores. Neste aspecto, resulta que o efeito estimado de choques permanentes sobre a renda corrente é maior que o de choques transitórios.

Outro resultado importante e, de certa forma, surpreendente é que a renda corrente e o consumo estão longe de explicar conjuntamente toda a variabilidade dos indicadores de qualidade de vida, não obstante a significância de seus efeitos sobre o desempenho desses indicadores. Este resultado é comum a praticamente todos os indicadores objetivos e subjetivos. Em particular, o reduzido poder de explicação conjunta da renda corrente e do consumo sobre os indicadores subjetivos é consistente com a bem documentada evidência empírica internacional de que existe um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. O que motiva este argumento é o fato de que os níveis de renda corrente e de consumo (renda permanente) também podem ser considerados – e assim o são pela literatura de bem-estar – indicadores parciais objetivos de condições materiais de vida. Outra evidência sugerindo este resultado é o efeito diferenciado das variáveis explicativas sobre indicadores objetivos e subjetivos. Apoiado na literatura de bem-estar, este capítulo avalia a relevância empírica de duas possíveis explicações para a ocorrência deste descasamento no universo das famílias brasileiras: diferenças de expectativas, de objetivos e de aspirações e diferenças de percepção de renda relativa. Por sua vez, tais diferenças refletem não apenas uma heterogeneidade populacional em termos de variáveis demográficas, sociais e econômicas, como também uma heterogeneidade populacional, não observada em termos de variáveis psicológicas e culturais. Neste sentido, a inclusão de um exaustivo número de variáveis explicativas no modelo, além da renda e do consumo, melhora sensivelmente seu poder de explicação, embora em uma extensão ainda insuficiente para produzir um ajustamento satisfatório aos dados. Este resultado sugere a existência de algum tipo de heterogeneidade não observada, explicando uma proporção considerável da variação dos indicadores de qualidade de vida das famílias brasileiras.

As conclusões do capítulo são importantes para a construção de um índice de qualidade de vida capaz de medir adequadamente o nível de bem-estar geral da sociedade brasileira, o qual precisa incorporar o aspecto multidimensional da qualidade de vida, bem como seus componentes de natureza objetiva e subjetiva. Um índice com estas propriedades permite um mapeamento eficiente das demandas sociais prioritárias como objeto de atuação governamental, de forma que constitui uma importante fonte de informação para o desenho das políticas públicas. O capítulo compreende seis seções, incluindo esta introdução. A segunda traz um resumo da literatura, importante para o enquadramento da proposta do capítulo dentro da literatura de qualidade de vida e felicidade. A terceira faz uma breve descrição da pesquisa POF e descreve as variáveis usadas na parte empírica. A quarta descreve a estratégia empírica. A quinta apresenta os resultados e a sexta resume as principais conclusões.

2 LITERATURA

A qualidade de vida em um país pode ser entendida como o nível de bem-estar geral de sua população. Neste sentido, qualidade de vida se afasta do conceito bem popular de condição de vida em duas importantes direções. Primeiro, enquanto condição de vida, restringe-se às circunstâncias do dia a dia das pessoas, em termos, por exemplo, de emprego, consumo, habitação, família e vizinhança, qualidade de vida avança para uma perspectiva mais ampla ao incorporar todos os domínios da existência humana fundamentais para uma participação normal na vida em sociedade, englobando não apenas os domínios usualmente identificados com o conceito de condição de vida, mas também outros domínios igualmente importantes como participação política e integração social. Segundo, e mais importante para este capítulo, enquanto o conceito de condição de vida, é relacionado e medido através de indicadores objetivos de resultados e recursos, qualidade de vida também se ocupa com a questão de como as pessoas se sentem a respeito de suas próprias vidas e, em um sentido mais restrito, com a avaliação e a percepção subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida. Pode-se argumentar que esta dimensão subjetiva da qualidade de vida se aproxima bastante da noção comum de felicidade. Contudo, qualidade de vida e felicidade não se confundem, uma vez que o primeiro conceito também incorpora a dimensão objetiva da existência humana. Na raiz desta distinção conceitual, está a constatação de que a distribuição de felicidade entre os indivíduos de uma sociedade não é meramente o reflexo, no espelho das sensações, da desigualdade observada nas suas condições de vida. Muito pelo contrário, a literatura vem acumulando argumentos teóricos e evidências empíricas para sustentar que diferenças culturais e psicossociais podem fazer com que indivíduos, famílias e sociedades, desfrutando condições de vida desiguais, possam ser igualmente felizes. Neste sentido, o que se observa na prática é um descasamento entre indicadores sociais objetivos e subjetivos de qualidade de vida: não necessariamente pessoas sofrendo maior privação material reportam menor satisfação com suas vidas. Recentemente, estudos empíricos têm demonstrado que o surpreendente aumento da renda *per capita* norte-americana nas últimas décadas veio acompanhado por uma queda na proporção de pessoas julgando-se muito felizes. Vários resultados anteriores também apontavam nesta direção. Oswald (1997) mostra que no passado recente a qualidade de vida nos Estados Unidos e na Europa tem aumentado lentamente com a expansão da economia. A literatura oferece duas linhas gerais de argumentação teórica para explicar este fato: diferenças de expectativas e diferenças de percepção de renda relativa.

Diferenças de expectativas. A explicação mais corriqueira é que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida sofre a influência de suas expectativas, objetivos e aspirações. Caso as expectativas se ajustem mais lentamente que as condições objetivas, os indicadores subjetivos podem estar

fortemente enviesados pelas expectativas. Por exemplo, indivíduos enfrentando condições materiais de vida semelhantes, mas nutrindo diferentes níveis de expectativas, como resultado de históricos de vida diferentes, podem muito bem reportar diferentes níveis de satisfação com suas vidas. Kapteyn e Van Praag (1973) estimam uma função de bem-estar com um parâmetro que captura o efeito da renda sobre as necessidades materiais. Eles concluem que um aumento da renda desloca as expectativas e aspirações para cima, compensando cerca de 60% a 80% do efeito inicial da renda sobre o bem-estar. Cummins (2000) sugere que a interação entre indicadores objetivos e subjetivos ocorre dentro de um sistema de controle homeostático em que os indicadores subjetivos tendem a oscilar em um intervalo relativamente estreito ante os indicadores objetivos, produzindo em equilíbrio um viés positivo na percepção das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida. A capacidade de adaptação do sistema a choques no ambiente social resulta normalmente em uma fraca correlação entre as duas classes de indicadores. Contudo, é possível que uma grave deterioração das condições objetivas de vida rompa o equilíbrio, induzindo uma forte correlação entre eles.

Diferenças de percepção de renda relativa. É amplamente discutido e documentado na literatura de bem-estar que a avaliação subjetiva das pessoas acerca de sua situação econômica – em termos de renda, consumo ou riqueza – depende em boa medida de sua posição relativa dentro de seu grupo social de referência. Afinal, quanto maior a extensão e a complexidade das necessidades de um grupo, maior a renda e o gasto necessários para assegurar uma participação normal de seus membros na sociedade. Desta forma, indivíduos auferindo um mesmo nível absoluto de renda, mas pertencendo a grupos sociais distintos, em termos de nível médio de renda, muito provavelmente divergirão quanto à percepção subjetiva de seus níveis de renda relativa, em comparação com a média de seus grupos de referência, e assim deverão reportar diferentes graus de satisfação com seus rendimentos. Este argumento pode ser estendido para o conjunto mais amplo das condições materiais de vida, englobando não apenas a renda, mas também outros de seus aspectos examinados neste capítulo, tais como condições de moradia, qualidade da alimentação e provisão de serviços públicos. Desta forma, indivíduos enfrentando condições materiais de vida semelhantes, objetivamente medidas, mas pertencendo a grupos sociais distintos, em termos destas mesmas condições, podem muito bem avaliar diferentemente suas condições relativas de vida e assim reportar graus diferentes de satisfação com suas condições de vida. A consequência prática deste argumento para a mensuração da qualidade de vida é que o desempenho dos indicadores subjetivos para famílias e indivíduos não reflete unicamente suas condições absolutas e objetivas de vida, mas também suas condições relativas de vida, as quais, por sua vez, também dependem de seus grupos sociais de referência. Em linha com este argumento, Duesenberry (1949) formula e testa econometricamente a hipótese da renda relativa, concluindo que as pessoas se comparam com outras mais ricas.

Em um estudo sobre a relação entre renda e privação material em 28 países europeus, com dados do Eurobarômetro da Comissão Europeia, Russell e Whelan (2004) encontram evidência de uma clara e sistemática relação entre a renda relativa de uma família e a probabilidade de sua pessoa de referência reportar grande dificuldade da família em satisfazer suas necessidades básicas. Graham (2004) argumenta que a renda absoluta importa até o nível em que as necessidades básicas ainda não foram plenamente satisfeitas, a partir do qual cede importância para a renda relativa. Diferentes teorias contribuem para justificar a predominância da renda relativa sobre a renda absoluta na avaliação subjetiva dos indivíduos quanto à suficiência de seus rendimentos. Veblen (1899) foi pioneiro ao argumentar que parte do consumo se deve ao desejo de causar impressão. Hirsch (1976) enfatiza o papel do padrão de consumo como identificação do *status* social. O quanto a renda relativa importa mais que a renda absoluta é uma questão cultural que depende, em grande parte, do grau de desigualdade material entre diferentes classes sociais, etnias e ocupações. Isto porque o maior comando sobre recursos econômicos pode sinalizar origem e participação em um grupo social superior. Em um estudo interessante, Alesina, Di Tella e MacCulloch (2001) argumentam que o efeito negativo da desigualdade de renda sobre a felicidade é observado na Europa, mas não nos Estados Unidos, por causa da maior mobilidade social norte-americana – implicando que riqueza e renda correntes são pobres indicadores do futuro – e da maior preferência dos europeus por igualdade. Outra linha de pesquisa bem difundida argumenta que as pessoas avaliam sua situação corrente em comparação com algum ponto de referência, o qual pode ser uma posição passada ou antecipada ou sua noção do que é justo, razoável ou mais prático diante das circunstâncias. Esta abordagem inclui a bem consolidada teoria da comparação social, segundo a qual a base de comparação das pessoas é seu grupo social de referência, e não a sociedade ou o país como um todo. Muito importante neste argumento é o processo pelo qual as pessoas escolhem seus grupos de referência. Neste sentido, em vez de olhar para a sociedade como um todo, parece que as pessoas julgam sua posição econômica comparando-se com outras pessoas consideradas “próximas”. O que significa próximo é um julgamento de valor enraizado na sociedade. Por exemplo, jovens recém-formados devem avaliar seu desempenho profissional com base na média das pessoas de sua idade. Residentes de um bairro de classe média devem avaliar seu padrão de consumo com base no de seus vizinhos. Contudo, este processo de escolha ainda está longe de ser satisfatoriamente compreendido, de forma que os estudos empíricos sobre os efeitos de comparações sociais trabalham com grupos de referência definidos arbitrariamente, com base no senso comum.

Mesmo sob a hipótese implausível de que o desempenho dos indicadores de qualidade de vida seja determinado exclusivamente em função das condições objetivas de vida das famílias, sem sofrer a interferência de diferenças de expectativas e de percepções de renda relativa, existem três tipos de erros de medida que

invalidam o uso dos indicadores objetivos como medida suficiente e robusta de qualidade de vida. Primeiro, pode-se conjecturar que uma medida bastante intuitiva de qualidade de vida seria um índice fortemente correlacionado com a extensão total dos recursos econômicos cuja alocação é livremente decidida pelas famílias. O apelo conceitual deste procedimento reside no pressuposto de que comparações de qualidade de vida entre países são realizadas de forma mais consistente através de indicadores objetivos. Elimina-se com isto o efeito perturbador que diferenças de expectativas possam ter sobre indicadores subjetivos. No entanto, uma dificuldade praticamente incontornável deste procedimento é a ausência de informação confiável sobre a totalidade dos recursos disponíveis das famílias. Embora seja tentador lançar mão de estatísticas para a renda corrente, essa variável deixa de lado algumas importantes fontes de recursos mais difíceis ou impossíveis de mensuração, tais como bens públicos, assistência financeira de parentes e amigos, produção doméstica, poupança passada acumulada e acesso a crédito. Segundo, pode-se argumentar que a dificuldade prática em mensurar a extensão total dos recursos disponíveis para as famílias poderia ser contornada através de uma avaliação direta dos resultados alcançados com o uso destes recursos. Esta ideia tem motivado a construção de indicadores objetivos de privação de resultados, com base na informação provida por pesquisas de orçamento familiar, nas quais os membros de uma família respondem se dispõem de recursos suficientes para comprar os bens de uma cesta-padrão previamente determinada pela pesquisa. Os bens selecionados para compor esta cesta refletem um padrão de consumo socialmente aceito como necessário a uma vida normal em sociedade. Uma séria limitação deste procedimento é que a cesta-padrão representa uma espécie de preferência “média” da sociedade. Se a distribuição das preferências da população é bastante dispersa, poderia muito bem acontecer que pessoas de renda elevada não dispusessem de um número razoável de bens da cesta-padrão – e assim fossem classificadas como sujeitas à privação material – somente porque boa parte de seus recursos são gastos em itens “exóticos”, não incluídos na cesta. Terceiro, tomando emprestada a interpretação mais ampla de Amartya Sen sobre desenvolvimento, qualidade de vida envolve não apenas o usufruto de resultados, mas também o efeito sobre o bem-estar do processo pelo qual os resultados são gerados. No entanto, é difícil, se não impossível, obter informação abrangente acerca dessa questão.

Resumindo a discussão, existem duas razões para o descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida. A primeira, na raiz da distinção conceitual entre qualidade de vida e felicidade, é que a percepção subjetiva das pessoas acerca de suas condições objetivas de vida é distorcida por diferenças de expectativas e de percepção de renda relativa. A segunda razão diz respeito a erros de medida nos indicadores objetivos, de forma que tais indicadores não medem corretamente a extensão dos recursos materiais que determinam as condições de

vida das famílias. Existem, portanto, argumentos bastante fortes para invalidar o uso exclusivo de indicadores objetivos como medida de qualidade de vida.

O mesmo pode ser dito em relação aos indicadores subjetivos? Como qualidade de vida é um conceito intrinsecamente relacionado ao nível de bem-estar das pessoas, pode-se argumentar que um índice composto de indicadores subjetivos seria suficiente como uma medida direta e natural de qualidade de vida. Afinal, um indicador subjetivo passaria por cima dos inconvenientes práticos já descritos para os indicadores objetivos. Além disso, seria capaz de capturar o efeito sobre o bem-estar dos processos de produção e de fontes alternativas de recursos. No entanto, a própria motivação por trás da criação do conceito de qualidade de vida refuta esta possibilidade. A alocação de recursos públicos em políticas sociais precisa necessariamente ser respaldada por diferenças objetivas de condições de vida entre pessoas e regiões. Não é possível, por exemplo, priorizar setores sociais apenas com base em indicadores subjetivos, que podem estar contaminados por diferenças de expectativas.

O que se aprende nessa breve análise de cada um dos candidatos a indicador de qualidade de vida – os indicadores objetivos de recursos e de resultados e o indicador subjetivo – é que nenhum deles se encontra suficientemente correlacionado com a noção mais ampla de bem-estar embutida no conceito de qualidade de vida, embora cada um tenha algo importante a dizer sobre o processo pelo qual condições objetivas de vida são convertidas em satisfação pessoal subjetiva. Isto significa que, embora intimamente relacionadas, cada uma destas classes de indicadores provê informação adicional sobre o nível de qualidade de vida, de forma que todas precisam ser consideradas simultaneamente na sua análise e mensuração. Neste sentido, a literatura sobre pobreza ilustra muito bem o sério equívoco em supor uma plena justaposição destes indicadores. Perry (2002) argumenta que o descasamento entre privação de renda e privação de resultados é uma regularidade empírica encontrada na literatura para diversos países. O impacto deste resultado foi forte o bastante para alterar a própria forma como o conceito de pobreza é conceitualmente entendido, o qual é hoje definido como privação material causada por insuficiência de recursos, ou seja, uma mescla dos conceitos de privação de renda e de resultados.

Boa parte da literatura teórica e empírica sobre a economia do bem-estar trata do desenvolvimento, avaliação e comparação de índices de qualidade de vida. Alguns índices procuram fornecer uma medida sumariada do bem-estar em todas as dimensões da existência humana, enquanto outros se limitam a uma dimensão específica, como saúde, alimentação, habitação, meio ambiente e segurança. De qualquer forma, não importa a abrangência da cobertura, a maior parte dos índices de qualidade de vida que atraem interesse público e ilustram as publicações

oficiais reflete condições objetivas de vida. Exemplos notórios em diversos países, índices de privação material e de pobreza baseados na renda são medidas objetivas de insuficiência direta e indireta de recursos materiais. Outros exemplos bem ilustrativos, e de longa tradição na América Latina, são o índice de desenvolvimento humano (IDH) e o método de construção de indicadores de pobreza conhecido como necessidades básicas não satisfeitas – *unsatisfied basic needs* (UBN). Estes índices multidimensionais incorporam outras dimensões do bem-estar além do consumo e da renda, evitando com isto uma medida imprecisa da pobreza. O primeiro agrega medidas nacionais de expectativa de vida, renda real *per capita* e indicadores de educação. O segundo agrega cinco diferentes dimensões, entre as quais renda, habitação e educação. Diferentemente, índices subjetivos de qualidade de vida não são comumente usados como estatísticas oficiais de qualquer país ou instituição internacional, ficando confinados ao interesse acadêmico. Um exemplo é a linha de pobreza relativa de Leyden, construída a partir do ajustamento de uma curva lognormal à relação entre o nível de renda das famílias de uma amostra e suas respostas ao questionário sobre avaliação da suficiência de rendimentos em pesquisas de orçamentos familiares. Não é demais repetir que, pelas razões apontadas na introdução deste capítulo, amplo consenso vem sendo construído em torno da maior eficácia de índices que combinam medidas objetivas e subjetivas de bem-estar para cada um dos domínios da existência humana.

Uma vez aceita a perspectiva multidimensional do conceito de qualidade de vida, é natural perguntar se existe uma forma adequada de agregar indicadores parciais de qualidade de vida, cada qual referente a um domínio específico da existência humana, de forma a produzir um único índice que sirva de medida geral de bem-estar. Por duas razões, este capítulo se alinha com a vertente da literatura que defende o argumento de que muito mais é perdido que ganho com esta agregação. Primeiro, a agregação esconde os diferentes aspectos de qualidade de vida, impossibilitando o entendimento de como eles são interligados em um processo dinâmico de desvantagem cumulativa que leva finalmente à privação múltipla. Nolan e Whelan (1996) e Berthoud e Bryan (2004) descrevem regularidades empíricas que emergem da relação dinâmica entre privação de renda e de resultados, com implicações importantes para o desenho de políticas públicas. Segundo, razão mais básica, não se conhece ainda qualquer procedimento rigorosamente fundamentado para esta agregação. Desta forma, embora este capítulo examine o comportamento de vários indicadores parciais de qualidade de vida, nenhuma tentativa de agregação é realizada.

Em linhas gerais, este capítulo investiga os determinantes sociais, demográficos e econômicos dos indicadores de qualidade de vida das famílias brasileiras que foram construídos com base na informação coletada pelo questionário da POF de 2002-2003 sobre avaliação das condições de vida. Alguns desses indicadores

são de natureza subjetiva, medindo o grau de satisfação das famílias com aspectos importantes de suas condições de vida, tais como suficiência de rendimentos, quantidade e qualidade do alimento consumido e condições subjetivas de moradia (boa, satisfatória ou ruim). Outros indicadores são de natureza puramente objetiva, tais como condições objetivas de moradia (número de problemas no domicílio), provisão de serviços públicos e ocorrência de estresse financeiro. Especial ênfase recai sobre a análise do efeito diferenciado dos componentes transitório e permanente da renda sobre os indicadores de qualidade de vida. Desta forma, o capítulo provê informação relevante quanto à extensão do descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida na sociedade brasileira, uma vez que a renda total da família pode ser qualificada como um indicador parcial objetivo, embora imperfeito, de qualidade de vida na dimensão material da existência humana. Além disso, à medida que o capítulo examina o efeito diferenciado de um mesmo e amplo conjunto de variáveis explicativas sobre os indicadores objetivos e subjetivos, alguma luz é lançada sobre as causas daquele descasamento. Por exemplo, na raiz de um eventual descasamento entre os indicadores objetivo e subjetivo de condições de moradia, poderia estar o efeito diferenciado de um conjunto de variáveis explicativas sobre os mesmos indicadores.

Sob certo aspecto, a proposta do capítulo se aproxima bastante da literatura empírica e teórica sobre os determinantes da felicidade das pessoas. No entanto, como felicidade não depende apenas de uma avaliação positiva das condições materiais de vida, de forma que ambos os sentimentos podem até mesmo evoluir em direções opostas, o impacto das condições materiais de vida, objetivamente medidas, sobre a felicidade não necessariamente se confunde com o impacto destas condições sobre o grau de satisfação das famílias com estas. Por exemplo, o efeito positivo da renda corrente sobre um indicador de avaliação subjetiva da suficiência dos rendimentos não pode ser usado como evidência a favor do argumento de que dinheiro traz felicidade. Por outro lado, embora o sentimento de felicidade dependa de muitos outros fatores além das condições materiais de vida, nenhum capítulo sério pode ignorar a relevância da dimensão material da existência humana para a qualidade de vida. É indiscutível que para famílias de baixa renda, cuja maior parte do tempo é gasta na provisão de sua subsistência, felicidade e satisfação com a renda e outras condições materiais devem estar fortemente correlacionadas. Mesmo a felicidade dos ricos pode estar condicionada à percepção subjetiva de um padrão de consumo comparável ao de seus pares. Em relação à literatura sobre felicidade, ainda são poucos os estudos empíricos com o objetivo mais limitado de estudar os determinantes do grau de satisfação das famílias com suas condições materiais de vida, até mesmo em importantes domínios da existência humana, tais como renda, moradia, alimentação e provisão de serviços públicos. Metodologicamente, a maioria dos estudos existentes lança mão da informação provida pela pesquisa

de orçamentos familiares de um país para identificar as variáveis demográficas e socioeconômicas que explicam o padrão de respostas a uma pergunta do seguinte tipo: “*Thinking now of you household’s total income, from all sources and from all household members, would you say that your household is able to make ends meet?*”. Em geral, existem seis respostas possíveis, variando de “*with great difficulty*” a “*very easily*”. Exemplos de trabalhos nesta linha são Layte *et al.* (2001) e Russell e Whelan (2004), com dados de países da União Europeia (UE). Um resultado bastante comum é a significância do efeito de medidas relativas de renda e privação de resultados.

3 BASE DE DADOS

Esta seção descreve e analisa preliminarmente os dados, bem como explica a construção das variáveis incluídas no modelo econométrico.

3.1 POF de 2002-2003

A base de microdados usada neste capítulo é resultado da POF de 2002-2003 produzida pelo IBGE.⁴ Esta pesquisa lança mão de questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras, permitindo traçar um perfil de sua qualidade de vida nas dimensões relativas à satisfação de suas necessidades materiais. A POF de 2002-2003 tem seis questionários. O primeiro investiga as condições objetivas de habitação das famílias e as características pessoais de seus membros, tais como idade, sexo, cor, educação e religião. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diferentes categorias de despesas individuais dos membros das famílias, incluindo perguntas sobre acesso a cartão de crédito, cheque especial e seguro-saúde. O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros das famílias.⁵ O sexto examina a avaliação das famílias sobre alguns aspectos importantes de suas condições de vida, tais como suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento consumido, condições de habitação, provisão de serviços públicos e ocorrência de estresse financeiro. Este questionário, existente apenas na POF de 2002-2003, provê a informação necessária para a construção de indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida em importantes domínios da existência humana.

A unidade de observação usada na parte empírica deste capítulo corresponde ao conceito de família usado na POF. A amostra total da POF de 2002-2003 consiste de 48.568 famílias, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais.

4. Duas outras POFs foram realizadas anteriormente em 1987-1988 e 1995-1996.

5. Recursos não monetários são especialmente importantes para as condições de vida das famílias de baixa renda.

A POF define família como uma unidade de consumo residente em domicílios particulares permanentes. A unidade de consumo, por sua vez, é definida como um morador ou grupo de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação e/ou as despesas de moradia.⁶ Mais de uma família pode ser encontrada em um mesmo domicílio.

O tempo da pesquisa foi de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. A POF de 2002-2003 foi realizada entre julho de 2002 e junho de 2003. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para otimizar a precisão da informação, razão pela qual são estabelecidos quatro períodos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos rendimentos é doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores aos preços vigentes em uma data referencial, corrigindo assim o efeito distorcivo da inflação.

3.2 Análise preliminar dos dados

Esta subseção descreve a construção das variáveis dependentes e explicativas incluídas no modelo econométrico e, além disso, traz uma análise preliminar dos dados através das tabulações cruzadas apresentadas nas tabelas 1.A-H, 2.A-H e 3.A-H. Cada letra faz referência a um diferente indicador parcial de qualidade de vida. Por exemplo, as tabelas 1.A, 2.A e 3.A referem-se ao indicador de suficiência de rendimentos, enquanto as tabelas 1.B, 2.B e 3.B referem-se ao indicador de quantidade de alimento. A primeira linha de cada tabela mostra a distribuição das famílias da amostra total entre as diferentes categorias do indicador referente à tabela. As demais linhas das tabelas 1.A-H mostram como as famílias classificadas em cada categoria de um indicador qualquer são distribuídas entre as diferentes categorias do indicador referente à tabela. Por exemplo, a segunda linha da tabela 1.A mostra como as famílias que avaliam seu alimento como normalmente não suficiente (categoria do indicador de quantidade de alimento) são distribuídas entre as categorias do indicador de suficiência de rendimentos (indicador referente à tabela). As demais linhas das tabelas 2.A-H e 3.A-H mostram como as famílias

6. Na raiz desta definição de família está o próprio objetivo da POF de prover informação sobre a estrutura orçamentária da população brasileira. Já os censos demográficos e outras pesquisas domiciliares realizadas pelo IBGE definem família como um grupo de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, sem referência explícita aos gastos e rendimentos de seus membros. Na prática, contudo, estes dois conceitos de família são praticamente coincidentes.

classificadas em cada categoria de uma variável explicativa qualquer são distribuídas entre as diferentes categorias do indicador referente à tabela. Por exemplo, a segunda linha da tabela 2.A mostra como as famílias com renda corrente abaixo do primeiro quartil (categoria da variável explicativa renda corrente) são distribuídas entre as categorias do indicador de suficiência de rendimentos (indicador referente à tabela 2.A).

3.2.1 Variáveis dependentes

O modelo logit ordenado é estimado para nove variáveis dependentes, cada uma correspondendo a um indicador parcial de qualidade de vida reportado pelas famílias no questionário 6 da POF de 2002-2003, intitulado Avaliação das condições de vida. Cada indicador mede a qualidade de vida em uma dimensão específica da existência humana, e não a qualidade de vida como um todo. Além disso, estes indicadores podem ser medidas objetivas ou subjetivas de qualidade de vida. Indicadores objetivos são medidas de resultados avaliados sem influência do julgamento de valor das famílias quanto à sua suficiência ou adequação, tais como o número de serviços públicos disponíveis e o número de estresses financeiros incorridos pela família. Indicadores subjetivos são medidas do grau de satisfação das famílias com os resultados efetivamente alcançados, tais como as avaliações subjetivas de rendimentos, quantidade e tipo de alimento consumido. É bastante conveniente dispor de medidas objetivas e subjetivas de resultados em um mesmo domínio da existência humana. Isto permite testar se a avaliação subjetiva das famílias reflete unicamente suas condições objetivas ou se são influenciadas por fatores culturais e psicológicos. No entanto, salvo o domínio das condições de moradia, para o qual existe uma pergunta objetiva e outra subjetiva no questionário, não foi possível contar em outros domínios com tão rica informação. Segue adiante a lista das variáveis dependentes.

Indicador subjetivo de suficiência da renda

Indicador subjetivo do grau de satisfação da família com seus rendimentos, reportado pela pessoa de referência da família através da resposta à seguinte pergunta do questionário: “Na sua opinião, a renda total de sua família permite que você(s) leve(m) a vida até o fim do mês com: (1) muita dificuldade; (2) dificuldade; (3) alguma dificuldade; (4) alguma facilidade; (5) facilidade; (6) muita facilidade”. Denotando por y este indicador, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 1, $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2 e assim sucessivamente. Trata-se, portanto, de uma variável categórica ordinal com seis possíveis valores em ordem crescente de satisfação com a renda ou, equivalentemente, em ordem decrescente de dificuldade com a renda. A primeira linha da tabela 1.A mostra que uma proporção expressiva da amostra total – em torno de 29% – reporta muita dificuldade ($y = 1$), enquanto um pouco mais de 85% reportam pelo menos

alguma dificuldade ($y \leq 3$). Por outro lado, apenas 4,7% das famílias reportam facilidade ($y = 5$), enquanto um número irrisório reporta muita facilidade ($y = 6$). Desnecessário dizer que as famílias brasileiras não estão, em geral, satisfeitas com suas rendas. O que explica este resultado? Insuficiência de renda apenas? Ou existem outras variáveis que contribuem para explicar a percepção negativa das famílias brasileiras sobre a suficiência de suas rendas?

A tabulação cruzada na tabela 1.A sugere que o indicador de suficiência da renda apresenta um desempenho sensivelmente pior que os demais indicadores de qualidade de vida. Uma evidência deste resultado é que a proporção de famílias reportando pelo menos alguma dificuldade com seus rendimentos ($y \leq 3$) situa-se em um patamar elevado mesmo entre as famílias classificadas na categoria de melhor desempenho dos outros indicadores. Por exemplo, no caso dos indicadores subjetivos, a proporção de famílias reportando pelo menos alguma dificuldade com seus rendimentos ($y \leq 3$) situa-se um pouco acima de 75% entre as famílias que avaliam a quantidade de alimento como “sempre suficiente” e em torno de 80% entre as famílias que avaliam suas condições de moradia como “boas”. Esta proporção cai para aproximadamente 64% entre as famílias que avaliam a qualidade do alimento como “sempre do tipo que quer”, embora ainda em um patamar elevado. Logo, os dados da POF de 2002-2003 indicam que as famílias brasileiras estão muito menos satisfeitas com suas rendas que com outros aspectos de suas condições de vida. O mesmo se repete de forma ainda mais acentuada com os indicadores objetivos. Mais de 75% das famílias sem qualquer estresse financeiro e das famílias sem qualquer problema no domicílio (condições objetivas de moradia) reportaram pelo menos alguma dificuldade com suas rendas ($y \leq 3$), chegando esta proporção ao patamar de 83% entre as famílias classificadas da melhor categoria dos indicadores de provisão de serviços públicos. A conclusão é óbvia e não de todo surpreendente: o grau de satisfação das famílias brasileiras com seus rendimentos depende da satisfação de um leque de necessidades mais amplo que o das necessidades consideradas básicas, tais como alimentação e moradia.

Indicador subjetivo de quantidade do alimento

Indicador subjetivo do grau de satisfação da família com a quantidade de alimento consumido, reportado pela pessoa de referência da família através da resposta à seguinte pergunta do questionário: “Das afirmativas a seguir, qual é a que descreve melhor a quantidade de alimento consumido por sua família? (1) normalmente não é suficiente; (2) às vezes não é suficiente; (3) é sempre suficiente”. Denotando por y este indicador, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 1, $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2 e $y = 3$ se a resposta é a alternativa 3. Trata-se, portanto, de uma variável categórica ordinal com três possíveis valores em ordem crescente de satisfação com a quantidade de alimento consumido. A primeira linha da tabela

1.B mostra que aproximadamente a metade das famílias da amostra total – em torno de 51,3% – avalia sua quantidade de alimento consumida como “sempre suficiente” ($y = 3$). Na outra metade que manifesta alguma insatisfação, a maior parte – em torno de 35,3% da amostra total – avalia como “às vezes não é suficiente” ($y = 2$), enquanto a menor parte – apenas 13,4% da amostra total – avalia como “normalmente não é suficiente” ($y = 1$). Este resultado é consistente com a principal conclusão da tabulação cruzada para suficiência da renda na tabela 1.A, segundo a qual as famílias brasileiras consideram sua restrição de renda mais severa que sua restrição de alimentos. Outro resultado relevante é que a grande maioria – em torno de 89% – das famílias que estão bastante satisfeitas com a qualidade do alimento consumido, classificando-o como “sempre do tipo que quer”, assim também se manifestam no caso da quantidade do alimento, avaliando-o como “sempre suficiente” ($y = 3$).

Indicador subjetivo de qualidade do alimento

Indicador subjetivo do grau de satisfação da família com a qualidade (tipo) do alimento consumido, reportado pela pessoa de referência da família através da resposta à seguinte pergunta do questionário: “Das afirmativas a seguir, qual é a que descreve melhor o tipo de alimento consumido por sua família? (1) sempre do tipo que quer; (2) nem sempre do tipo que quer; (3) raramente do tipo que quer”. Denotando por y este indicador e definindo-o em ordem crescente de satisfação, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 3, $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2 e $y = 3$ se a resposta é a alternativa 1. Trata-se, portanto, de uma variável categórica ordinal com três possíveis valores em ordem crescente de satisfação com a qualidade do alimento. Como a pergunta da POF se refere ao tipo do alimento, é natural interpretar este indicador como uma medida da qualidade do alimento. A primeira linha da tabela 1.C mostra que apenas um quarto das famílias da amostra está plenamente satisfeita com a qualidade do alimento consumido, enquanto mais da metade das famílias – em torno de 57% – manifesta uma insatisfação moderada, avaliando-o como “nem sempre do tipo que quer” ($y = 2$). Uma proporção menor, embora ainda significativa, de famílias – em torno de 18% – avalia a qualidade do alimento como “raramente do tipo que quer”. Comparando estes resultados com as tabulações cruzadas para suficiência da renda e quantidade de alimento nas tabelas 1.A e 1.B, respectivamente, é evidente que o grau de satisfação das famílias com a qualidade do alimento supera o grau de satisfação com a renda, embora fique abaixo do grau de satisfação com a quantidade de alimento. Consistente com estes resultados, a tabela 1.C mostra ainda que menos da metade das famílias que avaliam a quantidade do alimento consumido como “sempre suficiente” também avaliam sua qualidade como “sempre do tipo que quer”, enquanto na tabela 1.B aproximadamente 89% das famílias que avaliam a qualidade como “sempre do tipo que quer” também avaliam a quantidade como “sempre suficiente”. A conclusão é

que as famílias brasileiras priorizam a garantia da quantidade mínima de alimento requerido para sua sobrevivência, ficando sua qualidade como objeto secundário de preocupação.

Indicador subjetivo de condições de moradia

Indicador subjetivo do grau de satisfação da família com as condições de moradia, reportado pela pessoa de referência da família através da resposta à seguinte pergunta do questionário: “As condições de moradia de sua família são: (1) boas; (2) satisfatórias; (3) ruins”. Denotando por y este indicador e definindo-o em ordem crescente de satisfação, segue que $y = 1$ se a resposta é a alternativa 3, $y = 2$ se a resposta é a alternativa 2 e $y = 3$ se a resposta é a alternativa 1. Trata-se, portanto, de uma variável categórica ordinal com três possíveis valores em ordem crescente de satisfação com as condições de moradia. A primeira linha da tabela 1.D mostra que uma maioria expressiva das famílias – em torno de 85% – considera suas condições de moradia boas ou satisfatórias ($y \geq 2$). Melhor que isto, quase a metade das famílias – em torno de 48% – consideram estas condições boas ($y = 3$). No entanto, uma proporção em torno de 15% das famílias – pequena, mas ainda significativa – as consideram ruins ($y = 1$). Como acontece com os indicadores de quantidade e de qualidade do alimento, e de forma ainda mais acentuada, as famílias avaliam mais satisfatoriamente suas condições de moradia que a suficiência de seus rendimentos. Parece novamente que a insatisfação das famílias com seus rendimentos está frouxamente relacionada à capacidade de satisfação de suas necessidades básicas.

Outro resultado interessante da tabela 1.D é que o grau de satisfação das famílias com suas condições de moradia (condições subjetivas de moradia) é fortemente influenciado pelas condições objetivas de moradia (medidas pelo número de problemas no domicílio). Entre as famílias que não reportam qualquer problema no domicílio, uma proporção de apenas 1,5% avalia suas condições de moradia como ruins, enquanto uma proporção de quase 75% avalia estas condições como boas. A ocorrência de apenas um problema levanta para 5,5% a avaliação como ruim e derruba para 56% a avaliação como boa. A partir daí, a ocorrência de um problema adicional tem um efeito significativo – com tamanho médio de 10% – sempre positivo sobre a avaliação ruim e sempre negativo sobre a avaliação boa.

Indicador objetivo de condições de moradia

Indicador objetivo das condições de moradia da família, construído a partir da resposta da pessoa de referência da família à seguinte pergunta do questionário: “Há algum dos seguintes problemas no seu domicílio? Pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteira; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados”. O indicador y

é definido como o número destes problemas listados no domicílio da família. Como existem seis tipos de problemas, segue que $y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$. Dois outros problemas listados no questionário – poluição ou problemas ambientais e violência – são ignorados porque não dizem respeito estritamente às condições internas da moradia. A primeira linha da tabela 1.E mostra que quase a metade das famílias da amostra – em torno de 46% – reporta no máximo um problema na moradia ($y \leq 1$). Uma proporção significativa de famílias, chegando a quase um quarto, reporta nenhum problema no domicílio ($y = 0$). Estes números são consistentes com os resultados encontrados na tabulação cruzada para condições subjetivas de moradia.

Indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro

Indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro na família, construído a partir da resposta da pessoa de referência da família à seguinte pergunta do questionário: “Nos últimos 12 meses sua família atrasou o pagamento de alguma das seguintes despesas? (1) aluguel ou prestação da casa ou apartamento; (2) despesas com água, eletricidade, gás etc.; (3) pagamento de prestação de bens ou serviços adquiridos”. Por definição, estresse financeiro ocorre no caso de atraso no pagamento de qualquer uma das três despesas listadas acima. O indicador y é uma variável binária com valor $y = 1$ se ocorreu estresse financeiro e $y = 0$ caso contrário. A primeira linha da tabela 1.F mostra que quase a metade das famílias da amostra – em torno de 47% – não sofreu qualquer tipo de estresse financeiro ($y = 0$). Este fato contrasta fortemente com a evidência na tabela 1.A de que uma proporção superior a 85% das famílias reporta alguma dificuldade com seus rendimentos. Afinal, parece trivial conjecturar que renda insuficiente seja a causa principal de atraso no pagamento de obrigações. Em um nível mais desagregado, é esclarecedor que as famílias reportando alguma dificuldade com a renda sejam igualmente distribuídas entre ocorrência ou não de estresse financeiro, enquanto dois terços das famílias com alguma facilidade não reportem ocorrência. A conclusão é que o grau de dificuldade com a renda parece estar longe de explicar inteiramente o indicador de ocorrência de estresse financeiro, apesar de seu efeito significativo sobre este. Isto não é tão surpreendente: afinal, a probabilidade de atraso no pagamento de aluguel, prestações ou serviços depende não apenas do tamanho da renda, mas também do tamanho dos gastos da família, os quais por sua vez tendem a aumentar diretamente com a renda. Desta forma, é apressado concluir que a ocorrência de estresse financeiro seja mais provável sobre as famílias mais pobres. Famílias ricas perdulárias e endividadas poderiam ser igualmente prováveis de atravessar estresse financeiro. Este resultado preliminar da tabulação cruzada é corroborado pelos resultados econométricos da seção 4 e está em linha com a evidência em Gary (2007) de que não existe uma correspondência significativa entre os níveis de pobreza e de estresse financeiro das famílias australianas.

Pode-se argumentar que indicadores de estresse financeiro não devem ser tratados como medidas parciais de qualidade de vida, uma vez que não avaliam o grau de satisfação das necessidades em qualquer domínio da existência humana. No entanto, optou-se pelo contrário neste capítulo por duas razões: *a)* é amplamente difundido que estresse financeiro pode ter efeitos psicológicos bastante adversos sobre as famílias, influenciando negativamente sua qualidade de vida; e *b)* estudos empíricos com dados de outros países mostram que o efeito da renda sobre a probabilidade de estresse financeiro é menos expressivo que sobre indicadores mais tradicionais de qualidade de vida, razão pela qual é interessante verificar se o mesmo ocorre com as famílias brasileiras.

Indicador objetivo de nível de estresse financeiro

Indicador objetivo do nível de estresse financeiro atravessado pela família, construído a partir da resposta da pessoa de referência da família à seguinte pergunta do questionário: “Nos últimos doze meses sua família atrasou o pagamento de alguma das seguintes despesas? 1) aluguel ou prestação da casa ou apartamento; 2) despesas com água, eletricidade, gás etc.; 3) pagamento de prestação de bens ou serviços adquiridos”. Por definição, estresse financeiro ocorre no caso de atraso no pagamento de qualquer uma destas três despesas listadas. O indicador y é definido com o número de casos de estresse financeiro incorridos pela família. Como existem três casos possíveis, segue que $y = 0, 1, 2, 3$. Ao contrário do indicador de ocorrência de estresse financeiro, analisado acima, o indicador de nível de estresse financeiro não apenas informa a ocorrência de estresse financeiro, como também fornece uma medida de sua extensão. A primeira linha da tabela 1.G mostra que, na metade das famílias sofrendo algum estresse financeiro, a maior parte – em torno de 29,1% – sofre apenas um tipo de estresse ($y = 1$), enquanto uma pequena proporção de apenas 3,3% sofre os três tipos. É notório na tabela 1.G que, mesmo entre as famílias reportando muita dificuldade com a renda, apenas 4,5% delas acusam os três casos de estresse financeiro. Esta proporção cai monotonicamente com o aumento do grau de satisfação com a renda, chegando a apenas 0,4% entre as famílias com muita facilidade. Para todas as categorias do indicador de suficiência da renda, as famílias com estresse financeiro têm maior probabilidade de sofrerem apenas um caso.

Indicador objetivo restrito de provisão de serviços públicos

Indicador objetivo de provisão de serviços públicos para a família, construído a partir da resposta da pessoa de referência da família à seguinte pergunta do questionário: “Como avalia as condições de moradia em relação a: serviço de água; coleta de lixo, iluminação de rua; drenagem/escoamento da água da chuva; fornecimento de energia elétrica”. Existem três respostas alternativas para cada serviço: “bom”, “ruim” e “não tem”. A variável dependente y é definida como o número de serviços públicos listados que foram providos para a família, onde um serviço é considerado

provido quando classificado como bom ou ruim. Como existem cinco serviços listados no questionário, segue que $y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$. A primeira linha da tabela 1.H mostra que os cinco serviços públicos listados no questionário são providos para mais da metade das famílias da amostra total. Em torno de um quarto das famílias carece de no máximo um serviço. Por outro lado, uma proporção pequena de 4,5% das famílias, embora ainda relevante, não é provida com qualquer um dos serviços. Em certa medida, estes fatos contrastam com a evidência na tabela 1.A de que aproximadamente 85% das famílias reportam pelo menos alguma dificuldade com a renda. Logo, como todos os serviços listados no questionário podem ser considerados básicos, é reforçado o argumento de que a insatisfação das famílias brasileiras com seus rendimentos não decorre principalmente do não atendimento de suas necessidades mais fundamentais. Coerente com este resultado, pode-se observar na tabela 1.H que o grau de satisfação com a renda não altera significativamente a distribuição das famílias entre as categorias do indicador de provisão de serviços públicos. Por exemplo, a proporção de famílias que são providas de 0 a 4 serviços declina menos que 5 pontos percentuais (p.p.) entre as famílias com dificuldade e muita facilidade. Satisfação com a renda parece não ser um bom previsor da provisão de serviços públicos. É digno de nota que uma proporção elevada de famílias reportando facilidade com a renda carece de pelo menos um serviço básico, revelando mais uma vez a tênue conexão entre satisfação com a renda e o atendimento de necessidades básicas.

Indicador objetivo ampliado de provisão de serviços públicos

Indicador objetivo ampliado de provisão de serviços públicos para a família, construído a partir da resposta da pessoa de referência da família à seguinte pergunta do questionário: “Como avalia as condições de moradia em relação a: serviço de água; coleta de lixo, iluminação de rua; drenagem/escoamento da água da chuva; fornecimento de energia elétrica”. Existem três respostas alternativas para cada serviço: bom, ruim e não tem. O indicador é definido como $y = 2A + B$, com $A + B + C = 5$, onde A, B e C são, respectivamente, o número de serviços públicos avaliados como “bom”, “ruim” e “não tem”. Como existem cinco serviços listados no questionário, segue que $y = 0, 1, 2, \dots, 10$. Por exemplo, $y = 10$ se todos os serviços foram classificados como bons e $y = 5$ se todos foram classificados como ruins. Ao contrário do indicador restrito, já analisado, o indicador ampliado incorpora a avaliação de cada serviço como bom ou ruim na medida da provisão total de serviços para a família. É como se a provisão de um serviço avaliada como boa significasse uma “quantidade” maior do serviço que se fosse avaliada como ruim. Neste sentido, o indicador ampliado é mais informativo quanto à provisão de serviços para a família. Tabulações cruzadas para este indicador não são apresentadas devido ao seu grande número de categorias.

3.2.2 Variáveis explicativas

As variáveis explicativas no capítulo podem ser divididas em quantitativas ou categóricas. Variáveis quantitativas têm significado intrínseco. Diferentemente, cada variável categórica divide as famílias da amostra em uma coleção finita de categorias. Variáveis categóricas podem ser ordinais ou nominais. A diferença entre os dois tipos reside na existência de uma relação ordinal entre as categorias de uma variável ordinal. A próxima seção discute a motivação teórica e empírica por trás da seleção das variáveis explicativas.

Variáveis como tamanho da família e número de crianças são atributos ou montantes referentes à unidade familiar como um todo. A maior parte das variáveis, no entanto, diz respeito a características pessoais dos membros da unidade familiar, de forma que existe uma observação para cada pessoa diferente. Neste caso, como a unidade amostral é a família, e não seus membros individuais, é preciso decidir como ponderar a informação reportada pelos diferentes membros da família para produzir uma única observação para a variável. Para alguns casos, como renda e consumo, usa-se o somatório dos valores reportados por todos os membros da família. Por exemplo, a renda corrente da família é a soma dos recursos auferidos por todos os seus membros. Nos demais casos, optou-se por seguir a prática usual de definir o valor ou categoria observada para cada família como o da pessoa de referência indicada no questionário da POF. Em geral, esta pessoa se confunde com o chefe da família.

Variáveis demográficas e sociais

Idade. Categórica ordinal com seis categorias: menos que 20 anos, entre 21 e 30 anos, entre 31 e 40 anos, entre 41 e 50 anos, entre 51 e 60 anos, mais que 60 anos.

Gênero. Variável binária. Homem é a categoria de referência.

Cor. Categórica nominal com cinco categorias: branca (referência), negra, parda, amarela e indígena.

Religião. Categórica nominal com cinco categorias: católica (referência), protestante tradicional, evangélica, espírita e outras

Cônjuge. Variável binária. Sem cônjuge é a categoria de referência. Uma família é classificada como sem cônjuge quando nenhum membro se reporta como cônjuge da pessoa de referência. A POF não distingue entre união civil e coabitação.

Educação. Categórica ordinal com seis categorias: sem instrução, alfabetizado com pouca instrução, fundamental até a 4ª série, fundamental completo, médio completo, superior completo. Os dezesseis níveis de escolaridade na POF foram agrupados nestas seis categorias.

Região. Categórica nominal com cinco categorias: SE (referência), NO, NE, CO, SU.

Rural. Variável binária. Área urbana é a categoria de referência.

Tamanho da família. Categórica ordinal com seis categorias: 1, 2, 3, 4, 5, mais que 5. Tamanho da família é o número total de pessoas, adultos e crianças.

Número de crianças. Categórica ordinal com quatro categorias: 0, 1, 2, mais que 2. Seguindo um padrão médio na literatura, define-se criança como uma pessoa com idade abaixo de 14 anos.

A análise preliminar dos dados referentes ao indicador de suficiência dos rendimentos na tabela 2.A mostra os seguintes fatos em relação à proporção de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$):

- crescem monotonicamente com o nível de educação e com a faixa etária entre os intervalos de 20-30 e 50-60 anos;
- maiores para famílias negras, pardas e indígenas que para famílias brancas e amarelas (em torno de 35% das famílias negras e pardas reportam muita dificuldade, enquanto esta proporção chega a 45% para famílias indígenas);
- maiores para famílias evangélicas e menores para famílias protestantes e espiritualistas;
- famílias reportando muita dificuldade chegam a quase 40% no Nordeste, enquanto esta proporção é de apenas 15% no Sudeste; e
- menores para famílias residentes nas áreas rurais.

Variáveis econômicas e financeiras

Renda corrente. Variável quantitativa, cuja definição este capítulo busca refletir, o mais fielmente possível, a totalidade dos recursos correntes, monetários e não monetários, à disposição dos membros da unidade familiar. Isto não é possível com precisão devido à indisponibilidade de informação estatística sobre importantes fontes adicionais de recursos, tais como provisão de bens públicos, produção doméstica e transferências privadas. Na melhor das hipóteses, tal informação é de baixa qualidade. A renda observada para cada família é a soma das receitas correntes, monetárias e não monetárias, de todos os seus membros, líquida de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias. Cinco questões são relevantes neste cálculo. Primeiro, conforme procedimento usual, despesas com saúde são tratadas como choques negativos na renda e, portanto, deduzidas da renda total. Segundo, despesas com aluguel de imóvel residencial também são deduzidas da renda total. Uma alternativa a este procedimento é

adicionar o valor estimado do aluguel do imóvel próprio residencial à renda total. Terceiro, as receitas monetárias englobam rendimentos do capítulo e do capital (juros, dividendos, aluguéis e lucros), bem como aposentadorias privadas, pensões, transferências governamentais (renda mínima, bolsa-escola etc.) e receitas esporádicas.⁷ A razão pela qual as receitas esporádicas foram incluídas no cálculo da renda corrente é que um importante objetivo do capítulo é separar e comparar os efeitos de choques transitórios e permanentes na renda corrente sobre os indicadores de qualidade de vida. Famílias com renda negativa – 15,3% da amostra total – foram excluídas da análise econométrica na seção 4 adiante.

Fonte de renda. Categórica nominal com doze categorias: emprego privado (referência), emprego público, emprego doméstico, emprego temporário rural, empregador, conta-própria, subsistência (produção para consumo próprio), aposentadoria, transferências, aluguel de imóveis, rendimentos financeiros e outras fontes.⁸ Como cada membro da família pode ter mais de uma fonte de recursos, a fonte de renda da família é a fonte de renda de sua pessoa de referência com o maior valor reportado.⁹

Fonte adicional de renda da pessoa de referência. Variável binária que determina se a pessoa de referência possui outra fonte de renda além da principal.

Fonte adicional de renda além da pessoa de referência. Variável binária que determina se existe outro membro da família com fonte de renda além da pessoa de referência.

Consumo de bens não duráveis. Variável quantitativa, definida como a soma de todas as despesas individuais e coletivas com bens de consumo não duráveis na unidade familiar. As principais categorias de consumo são alimentação, vestuário e transporte.

Consumo de bens duráveis. Variável quantitativa, definida como a combinação linear $(1/J)\sum_j w_j I_j$ de um conjunto de J ($J = 32$) indicadores I_j de propriedade de bens duráveis listados no inventário de despesas coletivas da POF, onde $I_j = 1$ se a família possui o bem e $I_j = 0$, caso contrário.¹⁰ O coeficiente w_j para cada bem j é o inverso da proporção de famílias na amostra que o possuem. Quanto maior w_j , menor a proporção de famílias possuindo o bem j e, portanto, maior a força

7. Receitas esporádicas são entradas temporárias de recursos que não decorrem da alienação de ativos ou da formação de passivo, tais como ganhos de loterias, prêmios e indenizações, heranças e doações, restituições fiscais e saques do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS).

8. Transferências incluem transferências públicas (renda mínima, bolsa escola etc.) e transferências privadas (pensão alimentícia, doações etc.).

9. Por exemplo, caso a pessoa de referência da família receba uma aposentadoria superior ao rendimento auferido em ocupação de conta própria, então a fonte principal de recursos observada para esta família é aposentadoria.

10. Este método de ponderação é usual na literatura sobre índices de privação material de resultados.

sugestiva da propriedade deste bem como indicador de riqueza.¹¹ O índice de bens duráveis é usado como *proxy* para o consumo de bens duráveis, uma vez que este é definido como o fluxo de serviços provido pelo estoque destes bens.

Residência alugada. Variável binária.

Automóvel. Variável binária.

Riqueza financeira. Variável binária. Uma família tem riqueza financeira quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: *i*) recebimento de juros ou dividendos; e *ii*) depósitos ou resgates em aplicações financeiras.

Acesso a crédito. Variável binária. Uma família tem acesso a crédito quando um de seus membros reporta um dos seguintes fatos: *i*) propriedade de cartão de crédito ou cheque especial; *ii*) pagamento de amortização, juros ou seguro sobre empréstimo; *iii*) contratação de empréstimos; *iv*) recebimento de rendimentos financeiros (dividendos e juros); e *v*) depósitos ou resgates em aplicações financeiras.

Plano de saúde. Variável binária. Uma família tem plano de saúde quando um de seus membros reporta titularidade ou despesa com plano de saúde.

A análise preliminar dos dados referentes ao indicador de suficiência dos rendimentos na tabela 3.A mostra os seguintes fatos em relação à proporção de famílias reportando muita dificuldade ($y = 1$) e pelo menos alguma dificuldade ($y \leq 3$):

- crescem com a renda, consumo de bens não duráveis e estoque de bens duráveis;
- menores para famílias com imóvel próprio, veículo, riqueza financeira, crédito e plano de saúde;
- maiores para famílias com fonte adicional de renda;
- crescem com o número de crianças e o número de membros da família;
- maiores para empregados domésticos, trabalhador rural e para consumo próprio e menores para empregados públicos e empregadores.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Um modelo logit ordenado é estimado para medir o efeito *ceteris paribus* dos regressores sobre a distribuição de probabilidade de cada um dos indicadores de qualidade de vida listados na seção anterior. Este modelo especifica a seguinte distribuição de probabilidade acumulada para um indicador qualquer y (variável dependente), o qual é uma variável categórica ordinal com N categorias em ordem crescente ou decrescente de desempenho:

11. É claro que a posse de um bem incomum pode significar apenas preferências exóticas, e não maior afluência.

$$\Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, \dots, N-1$$

$$\Pr[y \leq N | x] = 1$$

onde $\alpha = (\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3, \alpha_4 < \dots < \alpha_{N-1})$ é o vetor de pontos de corte, $x = (x_1, \dots, x_k, \dots, x_K)$ é o vetor-linha de K regressores, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k, \dots, \beta_K)^T$ é o vetor-coluna de coeficientes e $\Lambda(z)$ é a distribuição de probabilidade acumulada logística, definida como

$$\Lambda(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Estimadores de máximo-verossimilhança condicional para α e β possuem as propriedades assintóticas desejáveis. Uma estimativa consistente do efeito *ceteris paribus* do regressor k sobre a distribuição do indicador y é dada pela expressão

$$\Pr[y \leq j | x^+] - \Pr[y \leq j | x] = \Lambda(\alpha_j - x^+\beta) - \Lambda(\alpha_j - x\beta), \quad j = 1, 2, \dots, N-1 \quad (1)$$

onde o vetor x^+ é igual ao vetor x , exceto pela mudança no regressor k . Este efeito não é linear nos regressores, uma vez que seu tamanho e sentido dependem não apenas dos coeficientes em β , mas também da realização do vetor x .

Mais importante para o objetivo deste capítulo é comparar o sentido e o tamanho do efeito dos regressores sobre cada indicador. Para tanto, seguindo a literatura empírica, em vez da variação absoluta da probabilidade acumulada, calculada na expressão (1), é mais conveniente usar como medida de comparação a taxa de variação da *odds*, onde a função *odds*, por sua vez, é definida como

$$odds(j; x) = \frac{\Pr[y \leq j | x]}{\Pr[y > j | x]} = \frac{\Lambda(\alpha_j - x\beta)}{1 - \Lambda(\alpha_j - x\beta)}, \quad j = 1, 2, \dots, N-1 \quad (2)$$

No caso da distribuição logística, pode-se provar que a taxa de variação da *odds* relativa à variação $\Delta x_k = 1$ em uma variável quantitativa k qualquer, é dada por¹²

$$\frac{odds(j; x^+) - odds(j; x)}{odds(j; x)} = \exp(-\beta_k) - 1, \quad j = 1, 2, \dots, N-1$$

A taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica nominal é calculada em relação à categoria de referência. Por exemplo, no caso da variável explicativa cor, as taxas de variação da *odds* das categorias preta, parda, amarela e indígena são calculadas em relação à categoria branca, a qual é a categoria

12. É comum estudos empíricos trabalharem, alternativamente, com a *odds ratio*, definida como $\frac{odds(j; x^+)}{odds(j; x)}$.

de referência da variável cor. Diferentemente, a taxa de variação da *odds* relativa a cada categoria de uma variável categórica ordinal é calculada em relação à categoria imediatamente inferior. Por exemplo, no caso da variável explicativa educação, a taxa de variação da *odds* da categoria superior completo mede a variação proporcional da *odds* em relação à categoria médio completo, enquanto a taxa de variação da *odds* da categoria médio completo mede a variação da *odds* em relação à categoria fundamental completo. A distribuição logística facilita bastante a comparação entre os efeitos marginais dos regressores sobre os indicadores, uma vez que, ao contrário de outras distribuições, a taxa de variação da *odds* independe da seleção de j e x . Coincidentemente, esta distribuição também produziu o melhor ajustamento do modelo aos dados no caso de todos os indicadores analisados no capítulo.

Como interpretar o sinal e o tamanho da taxa de variação da *odds* em relação a cada um dos indicadores? Pela definição da função *odds* na expressão (2), uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* indica um efeito positivo (negativo) da variável explicativa sobre a probabilidade de as famílias reportarem valores mais baixos para um indicador y . Consequentemente, se um valor mais elevado deste indicador sinaliza um melhor desempenho deste, no sentido de um aumento do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é positiva (negativa) quando esta variável tem um efeito negativo (positivo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, condições subjetivas de moradia e provisão de serviços públicos. Por outro lado, se um valor mais elevado deste indicador sinaliza um pior desempenho deste, no sentido de uma redução do nível de qualidade de vida, então a taxa de variação da *odds* relativa a uma variável explicativa qualquer é positiva (negativa) quando esta variável tem um efeito positivo (negativo) sobre o desempenho do indicador. Este é o caso dos indicadores de condições objetivas de moradia, ocorrência e nível de estresse financeiro. Finalmente, cabe ainda ressaltar que o tamanho do efeito de uma variável explicativa sobre o desempenho de um indicador é tanto mais forte quanto maior for o valor absoluto da taxa de variação da *odds*.

5 RESULTADOS

Esta seção apresenta e discute os resultados produzidos pelo modelo logit ordenado à luz da teoria do bem-estar e de outros estudos empíricos. O objetivo central do capítulo é investigar o efeito da renda corrente e da renda permanente sobre o desempenho dos indicadores de qualidade de vida. Para tanto, um mesmo conjunto de especificações alternativas do modelo foi estimado para cada indicador (variável dependente). Todas as especificações incluem pelo menos uma das três variáveis seguintes como regressor: renda corrente, consumo de bens não duráveis e consumo de bens duráveis. Consumo é usado como *proxy* para renda permanente.

Outra diferença entre as especificações é o conjunto de variáveis de controle. Cada uma das tabelas 4.A-I apresenta o efeito da renda corrente e/ou do consumo – de bens não duráveis e/ou de bens duráveis – sobre um diferente indicador de qualidade de vida em todas as especificações alternativas do modelo: as especificações I a VII na parte superior das tabelas não incluem controles, salvo tamanho da família e número de crianças; as especificações VIII a XIV na parte intermediária das tabelas incluem como controles todas as variáveis demográficas e sociais listadas na subseção 3.2.2; as especificações XV a XXI na parte inferior das tabelas adicionam ainda como controles todas as variáveis econômicas e financeiras listadas na subseção 3.2.2. Cada uma das tabelas 5.A-I apresenta todas as estimativas da especificação mais completa do modelo – a especificação XXI nas tabelas 4.A-I – para um diferente indicador de qualidade de vida. Esta especificação inclui como regressores a renda corrente, o consumo de duráveis, o consumo de não duráveis e todas as variáveis de controle.

As tabelas 4.A-I e 5.A-I reportam para cada regressor a estimativa do coeficiente β , a estimativa da taxa de variação da *odds*, ou seja, a *odds ratio* menos 1, e o valor-*p*. Estas tabelas também reportam a estimativa do efeito marginal de cada regressor sobre a distribuição de probabilidade acumulada $\Pr[y \leq j|x]$ do indicador y , onde os regressores em x são avaliados em suas modas ou medianas. Como explicado na seção 4, uma taxa de variação positiva (negativa) da *odds* indica um efeito positivo do regressor sobre o desempenho do indicador de qualidade de vida y quando um valor mais elevado deste indicador sinaliza um pior (melhor) desempenho deste. Para toda especificação, também é reportado o valor da estatística pseudo- R^2 de Nagelkerke a fim de medir a proporção da variação da variável dependente explicada pelos regressores. Esta estatística assume valores entre 0 e 1.¹³

Embora seja estimado o efeito *per capita* da renda e do consumo, tamanho da família e número de crianças são variáveis incluídas como regressores em todas as especificações do modelo para controlar a existência de economias de escala e de preferências heterogêneas dentro da unidade familiar. Resulta que os efeitos dessas duas variáveis de controle são sempre significativos sobre todos os indicadores de qualidade de vida. Economias de escala reduzem a renda e a despesa com consumo por membro da família requerida para assegurar um dado nível de bem-estar material à medida que o tamanho da família aumenta. Por exemplo, gastos com conserto de televisão não dobram quando um casal decide ter mais um filho. Necessidades heterogêneas implicam, por exemplo, que famílias diferentes na sua composição entre adultos e crianças demandem diferentes volumes de recursos para alcançar um dado grau de satisfação.

13. Outras estatísticas pseudo- R^2 foram calculadas com resultados qualitativamente idênticos.

5.1 Renda corrente e renda permanente

A parte superior das tabelas 4.A-I mostram o efeito estimado da renda corrente e/ou do consumo nas especificações I a VII, nas quais apenas o tamanho da família e o número de crianças são incluídos como controles. Em geral, renda corrente e consumo têm um poder de explicação bastante limitado sobre os indicadores de qualidade de vida. A estatística pseudo- R^2 fica em torno de 0,15 a 0,25 para os indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, sofrendo uma queda para menos de 0,15 no caso dos indicadores de condições de moradia e de provisão de serviços públicos. No caso dos indicadores de estresse financeiro, a pseudo- R^2 não chega a alcançar 0,05. Cabe observar que a taxa de variação da *odds* é significativa e tem o sinal esperado em todas as regressões. No entanto, é preciso cautela com estes resultados preliminares. Uma vez que apenas o tamanho da família e o número de crianças são incluídos como controles nas especificações I a VII, variáveis relevantes omitidas podem estar enviesando para baixo as estimativas dos coeficientes da renda e/ou do consumo, o que explicaria o baixo poder de explicação destas variáveis. Pela mesma razão – omissão de variáveis relevantes – não é possível comparar os efeitos da renda e do consumo sobre os indicadores de qualidade de vida diretamente a partir das especificações I a VII.

Para contornar o problema de variáveis omitidas, um exaustivo conjunto de variáveis demográficas e sociais é introduzido nas especificações VIII a XIV do modelo para cada um dos indicadores. Os resultados da estimação destas especificações são apresentados na parte intermediária das tabelas 4.A-I. Em seguida, variáveis econômicas são adicionalmente incluídas como controles nas especificações XV a XXI. Os resultados da estimação destas especificações são apresentados na parte inferior das tabelas 4.A-I. O uso exclusivo de controles sociais e demográficos nas especificações VIII a XIV permite avaliar seu poder de explicação *vis-à-vis* os controles econômicos adicionalmente incluídos nas especificações XV a XXI. Além disso, no caso de uma eventual irrelevância dos controles econômicos, sua inclusão no modelo elevaria desnecessariamente o erro-padrão das estimativas dos coeficientes dos demais regressores, razão pela qual é conveniente ficar atento aos resultados produzidos apenas com controles demográficos e sociais. Três grupos de resultados são obtidos com a estimação das especificações VIII a XXI, os quais são robustos em relação aos dois conjuntos de controles mencionados acima.

O primeiro conjunto de resultados refere-se ao tamanho, sinal e significância do efeito da renda corrente e/ou do consumo sobre os indicadores de qualidade de vida. Nas especificações VIII e XV, as quais excluem o consumo de duráveis e de não duráveis como regressores, o tamanho do efeito da renda corrente varia consideravelmente entre os indicadores de qualidade de vida, embora sempre com sinal correto, expressivo e significativo ao nível de 1%. Praticamente o mesmo padrão de resultados ocorre em relação ao consumo de bens não duráveis nas

especificações IX e XVI, as quais excluem a renda corrente e o consumo de duráveis como regressores, e em relação ao consumo de bens duráveis nas especificações X e XVII, as quais excluem a renda corrente e o consumo de não duráveis como regressores. Isto significa que um aumento da renda corrente ou da renda permanente – esta última medida pelo consumo de bens não duráveis ou de bens duráveis – tem um efeito marginal positivo sobre a qualidade de vida em diferentes domínios da existência humana. A exceção é o efeito do consumo de bens não duráveis sobre os indicadores de ocorrência e nível de estresse financeiro, o qual aparece com o sinal contrário ao esperado, corroborando o fato de que estresse financeiro atinge indistintamente todas as classes sociais. De certa forma, não é surpreendente o efeito positivo da renda corrente e da renda permanente sobre os indicadores de qualidade de vida. É natural pensar em uma relação inequivocamente positiva, embora não necessariamente linear, entre renda e satisfação das necessidades materiais. Afinal, quanto maior a renda, maior a capacidade potencial de aquisição dos bens e serviços produzidos na economia.

Outra questão pertinente envolve verificar que indicadores de qualidade de vida são mais influenciados pela renda corrente que pelo consumo e vice-versa. Para tanto, examina-se nos resultados da estimação das especificações VIII a X e das especificações XV a XVII como as taxas de variação da *odds* relativas à renda corrente e/ou ao consumo variam entre os indicadores. Em geral, o efeito da renda corrente é relativamente maior sobre os indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, embora qualquer afirmação neste sentido deva ser tomada com cautela devido à natureza distinta das variáveis dependentes. Por exemplo, o valor absoluto da taxa de variação da *odds* relativa à renda corrente situa-se acima de 30% para o indicador de suficiência da renda, sofrendo uma leve queda em relação aos indicadores de quantidade e qualidade do alimento, uma queda moderada para menos de 20% em relação aos indicadores de condições de moradia e provisão de serviços públicos e uma forte queda para menos de 10% em relação aos indicadores de estresse financeiro. Praticamente este mesmo padrão de resultados é observado quando se examina como a taxa de variação da *odds* relativa ao consumo de bens não duráveis varia entre os indicadores. Por outro lado, o valor absoluto da taxa de variação da *odds* relativa ao consumo de duráveis apresenta maior estabilidade entre os indicadores, só não ficando acima de 25% no caso dos indicadores de estresse financeiro, para os quais fica abaixo de 15%. Este é mais um resultado apontando para a conclusão de que estresse financeiro é muito menos explicado por insuficiência de recursos que os demais indicadores de qualidade de vida. Parece que estresse financeiro não é mesmo um privilégio dos mais pobres. Também merece atenção o fato de que o efeito do consumo de duráveis sobre os indicadores de condições de vida e de provisão de bens públicos é mais forte que o efeito da renda corrente e do consumo de não duráveis.

Por sinal, isto não ocorre em relação aos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, sobre os quais a renda corrente e o consumo – de não duráveis e de duráveis – têm efeitos de tamanhos muito próximos.

O segundo conjunto de resultados segue da comparação entre os efeitos da renda corrente e do consumo sobre cada um dos indicadores de qualidade de vida. Pode-se observar nas tabelas 4.A-I que, com exceção dos indicadores de nível e ocorrência de estresse financeiro, o tamanho do efeito da renda corrente na especificação VIII – medido pelo valor absoluto da taxa de variação da *odds* – é sempre menor que o tamanho do efeito do consumo, tanto o de bens não duráveis na especificação IX como o de bens não duráveis na especificação X. Este resultado ainda é observado quando variáveis econômicas e financeiras são adicionalmente incluídas como controles nas especificações do modelo, embora neste caso o indicador de suficiência da renda seja a única exceção: o efeito da renda corrente na especificação XV é menor que o efeito do consumo de bens duráveis e de bens não duráveis nas especificações XVI e XVII respectivamente. Se consumo é uma *proxy* razoável para renda permanente, então a conclusão imediata é que a renda permanente importa mais que a renda corrente para explicar a qualidade de vida em diferentes domínios da existência humana. Cabe ainda notar que este resultado é válido tanto para indicadores objetivos como para indicadores subjetivos.

No caso dos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, é curioso observar nos resultados da estimação das especificações VIII a X e das especificações XV a XVII, apresentados nas tabelas 4.A-C, que o valor da pseudo- R^2 é levemente maior quando a renda corrente – e não o consumo de bens duráveis ou de bens não duráveis – é incluída exclusivamente como regressor no modelo além dos controles. A princípio, este fato sugere que aqueles indicadores são mais bem explicados pela variação da renda corrente que pela variação do consumo, a despeito do tamanho relativamente menor do efeito da renda corrente. No entanto, isto ocorre apenas porque o desvio-padrão amostral da renda corrente supera o do consumo em extensão que confere à renda corrente maior poder de explicação, apesar do menor tamanho de seu efeito. A maior volatilidade da renda corrente é explicada, por sua vez, pela suavização do consumo decorrente do amortecimento de choques na renda corrente através do acesso das famílias ao mercado de crédito e outros mecanismos sociais de suavização de consumo, tais como transferências privadas.

Três argumentos ajudam a explicar o maior tamanho do efeito do consumo sobre os indicadores de qualidade de vida em relação à renda corrente. Primeiro, a medida de renda corrente usada neste capítulo não cobre a totalidade dos recursos econômicos à disposição das famílias. Provisão de bens públicos e transferências não monetárias são fontes consideráveis de recursos, principalmente para famílias

de baixa renda, com disponibilidade precária de dados. Logo, comparado com a renda corrente, consumo é mais correlacionado com a totalidade dos recursos à disposição das famílias. Segundo, supondo a existência de mecanismos sociais para suavização do consumo no tempo, é razoável que as diferentes categorias de gastos com consumo dependam mais da renda permanente que da renda corrente, o mesmo acontecendo então com os indicadores de qualidade de vida em diferentes domínios da existência humana. Terceiro, no caso específico do indicador de suficiência da renda, a pergunta da POF se refere explicitamente ao grau de satisfação da família com a renda média nos doze últimos meses, enquanto a medida de renda corrente usada como variável explicativa na estimação do modelo refere-se à renda do último mês. Logo, supondo um grau razoável de suavização do consumo no tempo, consumo deve estar mais correlacionado à renda média nos últimos doze meses que à renda corrente, explicando assim seu maior efeito sobre o indicador de satisfação com a renda.

Na raiz da discussão sobre a relevância da renda corrente *vis-à-vis* a renda permanente, está o efeito diferenciado dos componentes transitório e permanente da renda corrente sobre os indicadores de qualidade de vida. Para tratar desta questão, as especificações XII a XIV e as especificações XIX a XXI nas tabelas 4.A-I incluem a renda corrente e o consumo como regressores simultaneamente. Em particular, as especificações XIV e XXI incluem ambas as medidas de consumo de duráveis e de não duráveis. Como já explicado, cada uma destas duas medidas de consumo funciona como uma *proxy* para renda permanente. Logo, a estimação das especificações XII a XIV e das especificações XIX a XXI permite comparar a força relativa entre choques transitórios e permanentes na renda corrente das famílias sobre os indicadores de qualidade de vida. Para verificar como isto é possível, considere a decomposição da renda corrente R entre renda transitória T e renda permanente P , de forma que $R = T + P$. Substituindo esta equação dentro do termo $x\beta$ na equação (2), segue que:

$$\beta_R R + \beta_P P = \beta_R (T + P) + \beta_P P = \beta_R T + (\beta_R + \beta_P) P$$

Pelo resultado acima, o coeficiente β_R da renda corrente R determina o efeito dos choques transitórios, enquanto o coeficiente β_P da renda permanente P – a qual usa o consumo como *proxy* – determina a extensão em que o efeito de choques permanentes é mais forte que o efeito de choques transitórios. Como a taxa de variação da *odds* relativa à renda corrente é dada por $\exp(-\beta_R) - 1$, os resultados da estimação das especificações XII a XIV e das especificações XIX a XXI sugerem que choques transitórios melhoram significativamente o desempenho – ao nível de 1% – de todos os indicadores de qualidade de vida. Da mesma forma, como a taxa de variação da *odds* relativa ao consumo de bens duráveis

ou de bens não duráveis é dada por $\exp(-\beta_p)-1$, conclui-se também que choques na renda permanente têm um efeito positivo significativamente mais forte que choques transitórios sobre o desempenho da maioria dos indicadores de qualidade de vida, com exceção novamente dos indicadores de nível e ocorrência de estresse financeiro nas tabelas 4.F-G. Uma vez que a renda corrente é decomposta em renda transitória e renda permanente, de forma que seu efeito sobre os indicadores é uma média dos efeitos de choques transitórios e permanentes, os resultados da estimação das especificações XII a XIV e das especificações XIX a XXI são consistentes com a evidência anterior – com base nos resultados da estimação das especificações VIII a X e das especificações XV a XVII – de que a renda permanente importa mais que a renda corrente na determinação da qualidade de vida. Como foi visto anteriormente, este resultado só não é observado no caso dos indicadores de estresse financeiro.

O terceiro conjunto de resultados refere-se ao poder de explicação da renda corrente e do consumo – este último como *proxy* para renda permanente – sobre os indicadores de qualidade de vida. Estes resultados podem ser observados nas tabelas 4.A-I. Como explicado acima, apesar do baixo valor da estatística pseudo- R^2 nas especificações I a VII no caso de todos os indicadores, é apressado concluir deste resultado que a renda corrente e o consumo não sejam capazes de explicar uma parte significativa da variabilidade dos indicadores. Isto porque a eventual omissão de variáveis relevantes naquelas especificações poderia estar enviesando para baixo as estimativas dos regressores da renda corrente e/ou do consumo. No entanto, a estimação das especificações com um exaustivo conjunto de controles elimina esta possibilidade. No caso de todos os indicadores, as estimativas da taxa de variação da *odds* relativas à renda corrente e ao consumo nas especificações VIII a XIV, onde apenas controles demográficos e sociais são incluídos, são menores, em valor absoluto, que as mesmas estimativas nas especificações I a VII, onde apenas o tamanho da família e o número de crianças são incluídos como controles. O mesmo ocorre em relação às especificações XV a XXI, onde variáveis econômicas são adicionadas como controles. Consequentemente, a omissão de variáveis relevantes está enviesando para cima, e não para baixo, as estimativas da renda corrente e do consumo nas especificações I a VII, de forma que o baixo valor da estatística pseudo- R^2 pode ser interpretado como evidência a favor do baixo poder de explicação da renda corrente e do consumo sobre indicadores de qualidade de vida. Cabe observar nas especificações XIV e XXI que o valor da pseudo- R^2 continua baixo mesmo quando medidas de consumo de duráveis e de não duráveis, além da renda corrente, são incluídas simultaneamente como regressores.

Inequivocamente, renda corrente e renda permanente estão muito longe de explicar, sozinhas, a variabilidade dos indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida entre as famílias brasileiras, apesar de seu efeito significativo sobre estes indicadores. No caso particular dos indicadores subjetivos (os indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento e avaliação subjetiva das condições de moradia), este reduzido poder de explicação conjunto da renda e do consumo é coerente com a ampla e bem documentada evidência empírica internacional de que indicadores subjetivos de qualidade de vida não estão fortemente correlacionados com seus equivalentes objetivos, sejam eles indicadores de recursos como a renda, sejam eles indicadores de resultados como o consumo. Colocado de outra forma, não necessariamente famílias sofrendo maior privação material, objetivamente medida, reportam menor satisfação com suas condições de vida. Este fato é conhecido na literatura como descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. Isto porque os níveis de renda corrente e de consumo (renda permanente) também podem ser considerados – e assim o são pela literatura de bem-estar – indicadores parciais objetivos de condições materiais de vida. A literatura oferece quatro razões, explicadas adiante, para entender este descasamento entre as condições objetivas de vida enfrentadas pelas famílias e a avaliação subjetiva destas mesmas condições pelas famílias. Igualmente importante, as duas últimas razões também ajudam a entender o poder de explicação reduzido da renda corrente e do consumo sobre os indicadores objetivos de qualidade de vida examinados no capítulo (os indicadores de condições objetivas de moradia, de ocorrência e nível de estresse financeiro e de provisão de serviços públicos).

- 1) Diferenças nas expectativas. Como explicado mais detalhadamente na seção 2, a avaliação subjetiva das famílias acerca de suas condições de vida reflete não apenas suas condições objetivas, mas também a interação destas condições com suas expectativas, objetivos e aspirações. Por exemplo, famílias desfrutando condições materiais semelhantes, mas nutrindo diferentes expectativas devido a históricos de vida divergentes, podem reportar diferentes graus de satisfação com suas condições de vida.
- 2) Diferenças na percepção de renda relativa.¹⁴ Como explicado na seção 2, famílias com a mesma renda absoluta, mas pertencendo a diferentes grupos sociais de referência, muito possivelmente terão percepções distintas de suas rendas relativas e, portanto, avaliarão diferentemente a suficiência de seus recursos materiais e suas condições de vida. Consequentemente, diferenças de percepção de renda relativa entre as famílias podem contribuir substancialmente para o reduzido poder de explicação – medido através da estatística pseudo- R^2 –

14. Renda aqui se refere tanto à renda corrente como à renda permanente, sendo que medidas de consumo são usadas como *proxies* para esta última.

da renda absoluta sobre o desempenho dos indicadores subjetivos de qualidade de vida, os quais medem o grau de satisfação das famílias com suas condições de vida. Embora a ideia por trás deste argumento seja melhor e diretamente compreendida no caso do indicador de suficiência da renda, pode ser facilmente estendida para o caso dos outros indicadores subjetivos. Por exemplo, famílias desfrutando as mesmas condições de moradia, mas residindo em bairros socioeconomicamente distintos, terão provavelmente percepções diferentes quanto às suas condições relativas de moradia.

Além disso, a divergência observada na percepção de renda relativa pode ser amplificada pelo fato de que a renda relativa percebida subjetivamente é a que realmente importa na avaliação das famílias, e não a renda relativa efetiva, objetivamente medida dentro de seu grupo de referência. Esta distinção ocorre porque, enquanto a renda absoluta de uma família é observada diretamente, sua renda relativa precisa ser estimada a partir da informação disponível sobre a renda média de seu grupo de referência. A existência de um possível erro de percepção quanto à renda relativa, definida como a diferença entre o valor percebido e o valor efetivo desta variável, introduz um ruído adicional no efeito da renda sobre o grau de satisfação da família com a renda. Dito de outra forma, controlando pelos níveis de renda absoluta e relativa, objetivamente medidas, famílias incorrendo em diferentes erros de percepção avaliarão diferentemente a suficiência de seus rendimentos.

Existe uma boa razão para acreditar que o erro de percepção das famílias quanto à sua renda relativa esteja correlacionada com algumas variáveis demográficas e sociais incluídas no modelo, explicando pelo menos em parte a significância de seus efeitos sobre os indicadores subjetivos. Que razão é esta? Uma vez que as famílias não observam diretamente a renda média de seus grupos de referência, elas carecem de informação precisa sobre sua renda relativa efetiva. Logo, a percepção das famílias sobre suas rendas relativas pode estar enviesada pela divulgação pública de estatísticas comparativas entre diversos segmentos sociais. Por exemplo, considerando famílias com rendas relativas efetivas equivalentes dentro de seus grupos de referência, uma família negra ou parda do Nordeste pode avaliar menos satisfatoriamente sua renda que uma família branca do Sudeste, simplesmente porque sua percepção de renda relativa é enviesada pelo conhecimento comum, amplamente difundido na opinião pública, de que negros, pardos e nordestinos são mais pobres que a média nacional. Realmente, como as desigualdades socioeconômicas com maior repercussão na mídia costumam envolver segmentos sociais separados por variáveis como idade, cor, região e educação, estas variáveis são as

mais prováveis de estarem correlacionadas com o erro de percepção das famílias quanto a sua renda relativa.¹⁵

- 3) Diferenças nas necessidades materiais. Famílias diferem não apenas no tamanho, mas também na composição entre crianças e adultos, os quais demandam cestas de consumo com preços diferentes para atender suas necessidades. Logo, famílias com a mesma renda *per capita*, mas diferentes na composição entre crianças e adultos, podem divergir no grau de satisfação com seus rendimentos e outras condições de vida. Por exemplo, se a educação é muito cara, quanto maior o número de crianças, menor o grau de satisfação das famílias com seus rendimentos, mantida a renda *per capita* constante. Da mesma forma, se a alimentação infantil é relativamente mais cara, o grau de satisfação com a quantidade do alimento consumido deve cair com o número de crianças, mantida novamente constante a renda *per capita*. Isto também pode ser explicado por diferenças regionais de preços, de forma que famílias parecidas em composição e necessidades, mas residindo em regiões distintas, podem expressar diferentes graus de satisfação com seus rendimentos.
- 4) Diferenças na necessidade de poupança precaucionária. Famílias alocam parte de sua renda na formação de poupança precaucionária, protegendo-se de eventos futuros indesejáveis, tais como doença, desemprego e redução de salário. O tamanho ótimo desta poupança varia entre as famílias. Quanto maior a necessidade de poupança precaucionária, menor a proporção de recursos alocados no consumo de bens e serviços e, portanto, menor o grau de satisfação das famílias com suas condições de vida. Além dos atributos demográficos e sociais dos membros da unidade familiar, um conjunto de variáveis econômico-financeiras também é importante para explicar a demanda por poupança precaucionária. Estas variáveis são incluídas como controles nas especificações XV a XXI, cujos efeitos estimados da renda e do consumo são apresentados na parte inferior das tabelas 4.A-I. No final da

15. Não menos importante, é também esperado que esta correlação deva variar fortemente entre famílias com graus distintos de acesso à informação sobre sua renda relativa efetiva. Por exemplo, famílias nordestinas ou de cor negra, quando ricas e bem-educadas, devem ter uma noção bastante precisa de sua posição de fato na pirâmide social brasileira e dentro de seu grupo de referência, de forma que sua percepção de renda relativa não deve diferir de suas equivalentes sudestinas ou de cor branca. Diferentemente, famílias nordestinas ou de cor negra, quando pobres e com pouca educação, podem erroneamente imaginar, por influência do conhecimento comum de estatísticas sociais relativamente desfavoráveis para sua região e cor, que ocupam uma posição relativa abaixo de suas equivalentes sudestinas ou de cor branca. Para testar esse argumento, estimou-se a especificação XXI do modelo para o indicador de suficiência da renda com subamostras separadas por níveis de renda corrente e educação. Em geral, os efeitos da cor negra e parda, em relação à cor branca, são significativos ao nível de 5% somente para os níveis mais baixos de educação e consumo. O mesmo ocorre para o efeito da região Nordeste em relação à Sudeste. Além disso, o tamanho desses efeitos, medido pela taxa de variação da *odds*, é mais alto para os níveis inferiores de educação e de renda corrente. Estes resultados corroboram o argumento de que o efeito de variáveis como cor e região na amostra completa pode estar refletindo sua correlação com erros de percepção de renda relativa em determinadas subamostras. Guven e Sorensen (2007) argumentam que indivíduos comparam-se sistematicamente com a camada mais rica de seu grupo social, de forma que a renda relativa percebida, como resultado desta comparação, importa mais que a renda relativa efetiva – definida em relação à média do grupo social – para a felicidade das pessoas. Ao testar esta hipótese com dados norte-americanos a partir de 1970, eles concluem que o efeito da renda relativa percebida sobre a probabilidade de ser feliz é mais significativo que os efeitos da renda absoluta e da renda relativa efetivas. Ao repetir a análise para famílias de alta, média e baixa renda, eles encontram que o efeito da renda relativa é bem mais significativo para famílias de média e baixa renda que o efeito da renda absoluta, enquanto o resultado inverso ocorre para famílias de alta renda.

próxima subseção, discutem-se as estimativas dos efeitos das variáveis econômicas e financeiras na especificação XXI, as quais são apresentadas nas tabelas 5.A-I.

5.2 Heterogeneidade observada e não observada

Como observado na seção anterior, diferenças entre famílias, no que tange a necessidades, expectativas, percepção de renda relativa e poupança precaucionária, podem estar na raiz do reduzido poder de explicação conjunto da renda corrente e do consumo sobre os indicadores de qualidade de vida. Estas diferenças são, por sua vez, produto da diversidade econômica, biológica, cultural e social encontrada no universo das famílias de uma população. Parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade não observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis para as quais não existe ou é impossível se obter informação. Por exemplo, atributos psicológicos, tais como otimismo, maturidade, inteligência e ansiedade, devem com certeza influenciar indicadores subjetivos de qualidade de vida. Outra parte desta diversidade constitui uma heterogeneidade observada, uma vez que diz respeito a diferenças em variáveis demográficas e socioeconômicas, inclusive renda corrente e consumo, com informação disponível a nível familiar.

Os resultados apresentados nas tabelas 4.A-I permitem determinar a natureza e o tamanho do impacto da heterogeneidade observada – *via-à-vis* a heterogeneidade não observada – sobre os indicadores de qualidade de vida. Isto porque as especificações VIII a XXI do modelo incluem uma exaustiva lista de regressores, os quais, junto com a renda corrente e o consumo, são fontes relevantes de heterogeneidade observada entre as famílias. Dois resultados merecem algum comentário. Primeiro, salvo no caso dos indicadores de provisão de serviços públicos, a estimação das especificações VIII a XIV, que incluem apenas controles sociais e demográficos, e das especificações XV a XXI, que também incluem controles econômicos, produziu apenas um leve aumento no valor da pseudo- R^2 em relação às especificações I a VII, que incluem apenas o tamanho da família e o número de crianças como controles. O valor ainda baixo da pseudo- R^2 , quando um número exaustivo de regressores é incluído no modelo, sugere que parte significativa da variação dos indicadores de qualidade de vida seja explicada pela existência de algum tipo de heterogeneidade não observada. A exceção fica por conta dos indicadores de provisão de serviços públicos, para os quais o valor da pseudo- R^2 é quase quatro vezes maior quando todos os controles são incluídos no modelo, alcançando um nível próximo a 0,5.

Segundo, a estatística pseudo- R^2 no caso dos indicadores objetivos ampliado e restrito de provisão de serviços públicos – em torno de 0,50 – é significativamente mais elevada que no caso dos indicadores subjetivos de suficiência de renda, quantidade e qualidade do alimento consumido, para os quais o valor da pseudo- R^2 não chega a 0,30, e também quase cinco vezes maior que no caso do indicador subjetivo de condições de moradia, para o qual o valor da pseudo- R^2 fica em torno

de 0,10. Conclui-se então que os indicadores objetivos são relativamente mais bem explicados pela heterogeneidade observada nas famílias brasileiras. Outra evidência neste sentido é que, entre os indicadores objetivo e subjetivo de condições de moradia, o valor da pseudo- R^2 é maior para o primeiro. Uma possível explicação para estes resultados é que as eventuais fontes de heterogeneidade não observada entre as famílias, tais como diferenças culturais e psicológicas, devem ter maior influência relativa sobre os indicadores subjetivos, ou seja, a proporção da variabilidade dos indicadores subjetivos explicada pela heterogeneidade não observada deve ser maior que esta mesma proporção no caso dos indicadores objetivos. Pode-se argumentar contra esta conclusão que, entre todos os indicadores de qualidade de vida examinados no capítulo, a heterogeneidade observada apresentou o menor poder de explicação sobre os indicadores objetivos de ocorrência e nível de estresse financeiro. No entanto, a natureza peculiar destes indicadores não permite que eles sejam considerados um bom contraexemplo. Isto porque, conforme já observado anteriormente, a probabilidade de uma família sofrer estresse financeiro não depende unicamente de sua renda, corrente ou permanente, mas também do nível de seus gastos, de forma que não é de todo surpreendente um impacto relativamente mais fraco da renda e, portanto, da heterogeneidade observada, sobre os indicadores de estresse financeiro.

As tabelas 5.A-I apresentam as estimativas do efeito de todos os regressores incluídos na especificação XXI do modelo, a qual inclui, além da renda corrente e do consumo, todos os controles sociais, demográficos e econômicos usados no capítulo. Estes regressores são as variáveis explicativas descritas na subseção 3.2.2. Primeiro, com base na taxa de variação da *odds*, o efeito marginal de boa parte dos regressores tem o sinal esperado e é significativo ao nível de 5%. No caso dos indicadores de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento, o tamanho do efeito de choques transitórios e permanentes na renda – medidos pelo valor absoluto das taxas de variação da *odds* relativas a renda corrente e ao consumo respectivamente – é maior que o tamanho do efeito da maioria dos outros regressores. Isto sugere que, embora longe de explicar toda a variabilidade daqueles indicadores, renda corrente e consumo são as variáveis relativamente mais importantes para o desempenho destes. Este resultado não se verifica para os demais indicadores de qualidade de vida. Por exemplo, no caso dos indicadores de provisão de serviços públicos, o efeito da região é significativamente mais forte que o efeito da renda corrente e do consumo. O mesmo ocorre em relação ao efeito da cor no caso dos indicadores objetivo e subjetivo de condições de moradia. No caso dos indicadores de estresse financeiro, a maior parte dos controles tem efeito maior que a renda corrente e o consumo.

Segue adiante uma discussão mais detalhada dos resultados apresentados nas tabelas 5.A-I, na qual o tamanho e o sinal dos coeficientes estimados para cada regressor são discutidos com base na teoria do bem-estar e outros estudos empíricos.

5.2.1 Variáveis demográficas e sociais

Esta seção discute as estimativas das tabelas 5.A-I referentes às variáveis demográficas e sociais.

Idade. O efeito da idade sobre o desempenho dos indicadores subjetivos de suficiência da renda, quantidade e qualidade do alimento varia bastante ao longo do ciclo da vida. Este efeito não é significativo – ao nível de 10% – na passagem do primeiro intervalo (< 21 anos) para o segundo intervalo (entre 21 e 30 anos). Com a idade avançando, o desempenho daqueles indicadores piora significativamente desde o segundo intervalo (entre 21 e 30 anos) até o quarto intervalo (entre 41 e 50 anos), embora melhore significativamente da passagem do penúltimo intervalo (entre 51 e 60 anos) para o último intervalo (> 60 anos). Os indicadores objetivo e subjetivo de condições de moradia não dependem significativamente da idade, pelo menos antes dos 50 anos. O desempenho dos indicadores de estresse financeiro piora até os 30 anos, embora melhore significativamente a partir dos 40 anos. O avanço da idade também melhora significativamente o desempenho do indicador ampliado de provisão de serviços públicos, embora seu efeito sobre o indicador restrito seja significativo apenas sobre as famílias mais jovens, desde o primeiro intervalo (< 21 anos) até o terceiro intervalo (entre 31 e 40 anos).

Como interpretar estes resultados? Diferença de idade (da pessoa de referência da família) é um tipo de heterogeneidade observada no universo das famílias brasileiras que poderia explicar parte de sua diversidade no que tange a tamanho e composição de necessidades, expectativas e percepção de renda relativa. Como acima sugerido, esta diversidade, por sua vez, deve ser capaz de explicar uma porção da variabilidade dos indicadores subjetivos que não foi explicada pelas rendas corrente e permanente. Neste sentido, existem quatro razões para suspeitar que o desempenho dos indicadores de qualidade de vida melhore com a idade. Primeiro, jovens em geral alimentam expectativas e aspirações mais ambiciosas, avaliando mais severamente suas condições de vida. Segundo, a defasagem entre objetivos ainda não alcançados e realizações diminui com a idade. Terceiro, idosos tiveram mais tempo para ajustar suas expectativas às suas condições realizadas. Quarto, idosos administram melhor eventos adversos em suas vidas.

Por outro lado, também não faltam argumentos teóricos e resultados empíricos desafiando esta relação positiva entre a idade e os indicadores de qualidade de vida. Por exemplo, a probabilidade de uma deterioração brusca no estado de saúde aumenta com a idade, de forma que parcela substancial do orçamento familiar fica

engessada na forma de despesas médicas e hospitalares irredutíveis. Além disso, alguns estudos empíricos têm observado uma curva em forma de U na relação entre idade e grau de felicidade, a qual depende em boa parte da capacidade de satisfação das necessidades materiais. Seja qual for a relevância empírica dos argumentos teóricos quanto ao efeito da idade sobre os indicadores de qualidade de vida, três problemas metodológicos são verificados na estimação deste efeito. Primeiro, alguns indicadores de qualidade de vida, tal como o indicador de suficiência da renda, são de natureza subjetiva e assim o que eles significam para as famílias pode variar com a idade. Segundo, o efeito da idade pode se confundir com o efeito coorte.

Cor. Em geral, o desempenho dos indicadores de qualidade de vida das famílias de cores negra e parda é significativamente pior – ao nível de 1% – que o das famílias de cor branca. A única exceção fica por conta do indicador restrito de provisão de serviços públicos, embora o resultado geral seja inequivocamente observado para o indicador ampliado, o qual é, por definição, mais informativo que o indicador restrito no que tange à disponibilidade de serviços públicos. Cabe ainda destacar que o desempenho das famílias de cor preta, em relação às famílias de cor branca, é claramente pior que o das famílias de cor parda. Não há diferença significativa entre famílias de cor amarela e branca. Finalmente, quanto às famílias indígenas, com exceção dos indicadores de estresse financeiro e de provisão de serviços públicos, o desempenho dos demais indicadores declinou significativamente – ao nível de 5% – em relação às famílias de cor branca, e em uma extensão até mesmo maior que a observada para as famílias de cor preta.

Como interpretar estes resultados? Primeiro, preconceito quanto à cor pode assumir a forma de barreiras no acesso a bens públicos. Segundo, famílias etnicamente distintas podem não compartilhar exatamente a mesma história e ambiente cultural, o que produziria diferenças no tamanho e na composição de suas necessidades materiais, bem como nas suas aspirações, objetivos e capacidade de adaptação a novas circunstâncias. Terceiro, como explicado acima, famílias negras, pardas e indígenas podem ter sua percepção de renda relativa enviesada por estatísticas informando que pessoas de sua cor desfrutam de um padrão de vida mais baixo que a média nacional. Neste sentido, embora felicidade e satisfação financeira sejam sentimentos diferentes, cabe mencionar que trabalhos empíricos para os Estados Unidos e África do Sul, incluindo Guven e Sorensen (2007), concordam que negros tendem a ser mais infelizes que brancos. A explicação comum é a menor autoestima dos negros em decorrência de seu menor prestígio social.

Religião. Com exceção dos indicadores de provisão de serviços públicos, o desempenho dos demais indicadores de qualidade de vida das famílias de religião evangélica é significativamente pior que o das famílias de religião católica. Este resultado não é observado para as outras religiões. Não há diferença significativa

entre famílias católicas e protestantes. Neste caso, o p -valor situa-se bem acima de 0,10 para boa parte dos indicadores. Já no caso das famílias de religião espírita, apenas o indicador de suficiência da renda e o indicador restrito de provisão de serviços públicos são significativamente piores – ao nível de 5% – em relação às famílias católicas, embora isto não ocorra no caso do indicador ampliado de provisão de serviços públicos. A razão para testar a significância da religião sobre os indicadores de qualidade de vida é a influência dos valores religiosos na formação das aspirações, ambições e necessidades materiais, bem como na capacidade de adaptação a novas circunstâncias, o que por sua vez condiciona a satisfação das famílias com suas condições materiais.

Região. O desempenho dos indicadores de qualidade de vida difere significativamente entre as famílias das regiões Nordeste e Sudeste. Para a maioria dos indicadores, este desempenho é pior nas famílias nordestinas, embora o contrário ocorra no caso dos indicadores de qualidade de alimento e de condições subjetivas de moradia. Este resultado é mais uma evidência empírica do descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida: embora as condições objetivas de moradia sejam piores no Nordeste, as famílias desta região avaliaram mais favoravelmente estas condições que as famílias do Sudeste. O desempenho dos indicadores de qualidade de vida das famílias da região Sul é, em geral, significativamente melhor que o das famílias da região Sudeste. As exceções neste caso são os indicadores de provisão de serviços públicos, cujo desempenho foi superior nas famílias da região Sudeste ao nível de 1%, e o indicador de condições objetivas de moradia, cujo desempenho não apresentou diferença significativa entre as regiões. Resultados parecidos são observados para a região Centro-Oeste: o desempenho da maioria dos indicadores nesta região foi superior ao da região Sudeste, com exceção dos indicadores de estresse financeiro e de condições subjetivas de vida, para os quais não houve diferença significativa, e dos indicadores de provisão de serviços públicos, cujo desempenho foi melhor na região Sudeste. Quanto às famílias da região Norte, o desempenho dos indicadores em relação às famílias da região Sudeste é bastante variado. Como explicado acima, as estimativas para região podem estar enviesadas por uma possível correlação entre esta variável e os erros não observados de percepção de renda relativa. Além disso, diferenças de nível geral de preços podem explicar parte do efeito deste regressor.

Gênero. O desempenho dos indicadores de qualidade de vida difere significativamente entre homens e mulheres, ao nível de 1% na maioria dos casos. Além disso, com exceção dos indicadores restrito e ampliado de provisão de serviços públicos, este desempenho é pior para as mulheres. Somente não há diferença significativa entre homens e mulheres em relação ao desempenho do indicador subjetivo de condições de moradia. O que explica estes resultados? Primeiro, homens e mulheres podem diferir nas suas expectativas, ambições, objetivos de vida e capacidade de

adaptação a novas circunstâncias, de forma que poderiam avaliar diferentemente suas condições de vida. Segundo, por questões culturais, homens são em geral educados desde a infância em um ambiente social relativamente mais competitivo e, além disso, costumam responder perante seus pares pela privação material da família. Logo, homens devem interiorizar uma forte pressão social para manter uma renda relativa satisfatória no contexto de sua comunidade. Mulheres, ao contrário, estariam mais preocupadas em sustentar uma renda absoluta capaz de preservar o padrão de vida da família, valorizando muito mais a estabilidade necessária para o sustento dos filhos. Corroborando este argumento, Guven e Sorensen (2007) encontram evidência de que renda relativa é significativamente mais importante que renda absoluta para explicar felicidade no caso dos homens, enquanto somente a renda absoluta tem efeito significativo no caso das mulheres. Consequentemente, homens e mulheres devem ter diferentes percepções de renda relativa.

Cônjuge. Ao nível de 5%, a existência de um cônjuge não tem efeito significativo sobre o desempenho da maioria dos indicadores de qualidade de vida. Em particular, para os indicadores de suficiência da renda e condições objetivas de moradia, o *p*-valor situa-se muito acima de 0,10. As exceções ficam por conta do indicador de quantidade do alimento, cujo desempenho melhora ao nível de 1%, e dos indicadores de provisão de serviços públicos, cujo desempenho piora ao nível de 1%. Este resultado é razoável? Existem duas razões para testar a significância desta variável. Primeiro, estudos empíricos têm enfatizado que pessoas casadas tendem a reportar graus mais elevados de felicidade em pesquisas sociais. Guven e Sorensen (2007) concluem que elas são significativamente mais prováveis de serem felizes que pessoas solteiras, divorciadas e viúvas. Embora o conceito de felicidade envolva outros aspectos da existência humana além da satisfação material, espera-se que pessoas mais felizes sejam em geral relativamente mais otimistas e esperançosas, e assim mais propensas a reportar maior satisfação com suas condições materiais. Afinal, a satisfação com aspectos não materiais da vida, tais como círculo de amigos e ambiente familiar, pode amenizar a insatisfação com restrições materiais. Segundo, pessoas casadas com outras que também recebam algum rendimento podem contar com o suporte financeiro de seus parceiros no caso de interrupção temporária ou permanente de seus rendimentos correntes. Isto reduz a volatilidade dos recursos econômicos da família e, portanto, diminui a probabilidade de eventos que imponham a seus membros uma severa restrição material.

Meio rural. Em geral, o desempenho dos indicadores de qualidade de vida das famílias do meio rural é significativamente melhor – ao nível de 1% – que o das famílias do meio urbano. Em particular, o tamanho do efeito desta variável binária sobre os indicadores de estresse financeiro é maior que o tamanho médio de seu efeito sobre os demais indicadores. Por outro lado, os indicadores de provisão de serviços públicos das famílias do meio rural apresentaram um desempenho significativamente pior que o das famílias do meio urbano, com a taxa de variação

da *odds* chegando a mais de 2000%. Estes resultados sugerem que a carência e baixa qualidade dos serviços públicos no meio rural não são explicadas unicamente pela pobreza relativa de sua população.

Educação. O efeito da educação sobre a maioria dos indicadores de qualidade de vida é continuamente positivo e significativo. Mais especificamente, a taxa de variação da *odds* relativa a toda categoria da variável educação, calculada em relação à categoria imediatamente anterior, é negativa e significativamente diferente de zero ao nível de 5%. Em particular, no caso dos indicadores de quantidade e qualidade do alimento e do indicador de provisão de serviços públicos, o efeito é significativo ao nível de 1% para a maioria dos níveis de educação. Contudo, existem exceções. O efeito da educação sobre os indicadores de estresse financeiro é ambíguo: o desempenho destes indicadores piora continuamente da categoria sem instrução até a categoria ensino fundamental, quando então reverte esta tendência e melhora até a categoria ensino superior. Já o efeito positivo da educação sobre os indicadores de condições de moradia não é sempre significativo: no caso do indicador subjetivo, o efeito é significativo – ao nível de 5% – apenas para os níveis mais elevados de educação.

Que argumentos ajudam na compreensão destes resultados? Primeiro, renda permanente é o valor presente do fluxo esperado de rendimentos futuros, os quais são fortemente correlacionados com o nível de educação. Logo, se consumo não é uma boa *proxy* para renda permanente, educação traz informação adicional sobre a renda permanente, a qual, por sua vez, exerce um efeito fortemente significativo sobre o desempenho dos indicadores. Segundo, educação pode condicionar diretamente as expectativas e objetivos das famílias. Por um lado, educação pode induzir maior satisfação com as condições de vida à medida que facilita a adaptação da família a novas circunstâncias. Por outro lado, quanto mais educados os membros de uma família, maior sua demanda por bens culturais e, portanto, maior o tamanho de suas necessidades para um dado nível de renda. Logo, controlando pelo nível de renda e consumo, não surpreende que educação tenha um efeito significativo sobre os indicadores subjetivos de qualidade de vida. Terceiro, famílias mais bem-educadas devem ter maior renda relativa dentro de seu grupo social de referência. Quarto, educação traz maior conscientização da família quanto à sua posição relativa no contexto de sua comunidade, de forma que famílias com diferentes níveis de educação devem ter diferentes percepções de renda relativa. Novamente, embora felicidade e satisfação com a renda sejam sentimentos diferentes, cabe aqui mencionar o resultado encontrado por Guven e Sorensen (2007) de que felicidade aumenta *ceteris paribus* com o nível de educação, sendo os pós-graduados os mais felizes e aqueles sem um diploma de nível médio (*high school*) os mais infelizes.

5.2.2 Variáveis econômicas e financeiras

Como explicado na seção anterior, as famílias podem demandar diferentes níveis de poupança precaucionária e isto, por sua vez, pode contribuir para o baixo poder de explicação da renda corrente sobre os indicadores de qualidade de vida. As diferenças de demanda precaucionária refletem em parte a heterogeneidade observada com respeito a um conjunto de variáveis econômicas e financeiras introduzidas nas especificações XV a XXI do modelo econométrico, as quais são apresentadas na seção 3.2.2. Discute-se adiante a motivação teórica por trás da seleção destas variáveis, bem como as estimativas de seus coeficientes na especificação XXI, as quais são apresentadas nas tabelas 5.A-I.

Fonte de renda. A incerteza quanto à renda futura depende em boa medida da natureza de sua fonte geradora. Por exemplo, a volatilidade da renda dos empregados públicos é, em média, certamente menor que a dos empregados privados. Quanto maior esta incerteza, maior a poupança precaucionária requerida para suavizar choques adversos na renda corrente.¹⁶ Desta forma, o desempenho dos indicadores de qualidade deve piorar com a maior volatilidade da fonte de renda. Contudo, a estimação dos coeficientes de algumas categorias relevantes da variável explicativa não confirmam de todo este argumento. Em particular, deve-se notar que emprego público não melhora significativamente nenhum indicador em relação a emprego privado.

Fonte adicional de renda da pessoa de referência (PR) e além da pessoa de referência (além PR). A existência de uma fonte adicional de recursos na família – seja uma segunda fonte da própria pessoa de referência, seja a fonte de outra pessoa da família – reduz a probabilidade de uma forte restrição temporária de recursos em virtude da perda ou redução dos rendimentos da fonte principal da pessoa de referência. Isto, por sua vez, reduz a demanda por poupança precaucionária. Obviamente que o efeito desta variável é tanto maior quanto menor for a correlação entre a renda da fonte principal e a renda da fonte adicional. Deve-se esperar, portanto, que o desempenho dos indicadores de qualidade de vida melhore com a existência de fontes adicionais de renda. No entanto, justamente o contrário se observa para quase todos os indicadores. Uma possível explicação para este resultado, se a medida de renda usada como regressor não captura a extensão total dos recursos à disposição das famílias, é a forte correlação positiva entre a renda e a necessidade de uma fonte adicional de recursos.

16. É importante alertar que a variável fonte principal de renda não tem o mesmo significado que ocupação ou posição na força de trabalho, as quais costumam ser mais comumente usadas em trabalhos empíricos. Por exemplo, uma família com a pessoa de referência desempregada ou fora da população economicamente ativa (PEA) poderia ser incluída tanto na categoria de transferências privadas como na categoria de aluguéis de imóveis ou rendimentos de ativos financeiros, dependendo de qual fosse sua principal fonte de subsistência. A razão para usar esta variável, em vez de ocupação ou posição na força de trabalho, é que a volatilidade dos recursos de uma família depende mais diretamente da natureza de suas fontes geradoras.

Automóvel, riqueza financeira e residência alugada. O tamanho ótimo da poupança precaucionária deve aumentar com o grau de iliquidez dos ativos que a compõem, a fim de compensar eventuais custos de transação no momento em que os ativos forem liquidados para fazer frente a eventos indesejáveis. Em geral, imóveis, riqueza financeira e veículos são ativos razoavelmente líquidos e, portanto, a propriedade destes ativos deve melhorar o desempenho dos indicadores de qualidade de vida. Confirmando este argumento, automóvel exerce um efeito significativamente positivo – ao nível de 1% – sobre o desempenho da maioria dos indicadores de qualidade de vida. A exceção fica por conta dos indicadores de provisão de serviços públicos, sobre os quais o efeito não é significativo. Resultados diferentes são observados para riqueza financeira. Esta variável tem efeito significativamente positivo apenas sobre o desempenho dos indicadores de suficiência da renda e de estresse financeiro.

Acesso a crédito. Obviamente que contar com recursos de terceiros reduz a necessidade de poupança precaucionária para enfrentar uma insuficiência temporária de recursos. Logo, acesso a crédito deve melhorar o desempenho dos indicadores de qualidade de vida. Este argumento é confirmado pelo efeito significativamente positivo – ao nível de 5% – desta variável sobre o desempenho da maioria dos indicadores. As exceções são o indicador subjetivo de condições de moradia, sobre o qual o efeito não é significativo, e os indicadores de estresse financeiro, cujo desempenho surpreendentemente piora com o acesso a crédito.

Plano de saúde. Um plano de saúde permite reduzir a poupança precaucionária acumulada para enfrentar uma eventual deterioração futura das condições de saúde de um dos membros da família. Isto explica o efeito significativamente positivo da titularidade de um plano de saúde sobre o desempenho de todos os indicadores de qualidade de vida. Além disso, salvo o indicador de suficiência da renda, este é significativo ao nível de 1%.

6 CONCLUSÃO

A POF de 2002-2003 inclui um questionário sobre como as famílias brasileiras avaliam alguns aspectos importantes de suas condições de vida. Em especial, algumas perguntas do questionário são de natureza subjetiva, por meio das quais as famílias reportam seu grau de satisfação com a renda, a quantidade e a qualidade do alimento consumido e as condições de moradia. Outras perguntas são de natureza meramente objetiva, pelas quais as famílias reportam algumas características de suas condições materiais de vida, tais como a ocorrência de certos tipos de problemas de moradia e de estresse financeiro, bem como a disponibilidade de certos tipos de serviços públicos. Cada pergunta serve de base para a construção de um indicador de qualidade de vida em uma diferente dimensão material da existência humana. Existe uma observação de cada indicador para toda família da amostra. Combinando esta informação com outros dados da POF sobre o orçamento das famílias e suas principais características,

um modelo logit ordenado é estimado para lançar alguma luz sobre os determinantes demográficos, sociais e econômicos de cada um dos indicadores de qualidade de vida.

Um primeiro resultado segue da comparação entre os efeitos de choques permanentes e transitórios na renda corrente sobre os indicadores de qualidade de vida. Como esperado, o efeito de choques permanentes é relativamente mais forte. Um resultado mais interessante – e de certa forma surpreendente – é o reduzido poder de explicação conjunto da renda corrente e do consumo sobre o desempenho dos indicadores, a despeito do efeito positivo e significativo destas variáveis. Este resultado é consistente com a bem documentada evidência empírica internacional de que existe um descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos de qualidade de vida, pelo menos no que tange aos domínios materiais da existência humana. O que motiva este argumento é o fato de que os níveis de renda corrente e de consumo também podem ser considerados – e assim o são pela literatura de bem-estar – indicadores parciais objetivos de condições materiais de vida. Outra evidência sugerindo este resultado é o efeito diferenciado das variáveis explicativas sobre indicadores objetivos e subjetivos.

Apoiado na literatura de bem-estar, o capítulo avalia algumas possíveis explicações para este descasamento entre indicadores objetivos e subjetivos, tais como diferenças de expectativas e de percepção de renda relativa no universo das famílias brasileiras, as quais por sua vez refletem não apenas uma heterogeneidade observada na forma de diferenças em variáveis demográficas, sociais e econômicas, como também uma heterogeneidade não observada na forma, por exemplo, de diferenças em variáveis psicológicas e culturais. Confirmando este argumento, variáveis demográficas e sociais, tais como idade, educação, cor, religião, gênero e religião, têm um efeito significativo e com sinal esperado sobre a maior parte dos indicadores. No entanto, embora a heterogeneidade contribua para explicar o desempenho dos indicadores em uma extensão significativa, o grau de ajustamento do modelo aos dados continua insuficiente mesmo após a inclusão de uma exaustiva lista de controles demográficos, sociais e econômicos. Isto sugere que ainda resta parte considerável do desempenho dos indicadores explicado por algum tipo de heterogeneidade não observada. Enfim, o capítulo espera contribuir para o entendimento dos determinantes da qualidade de vida da população brasileira, pelo menos na dimensão material da existência humana.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DI TELLA, R.; MACCULLOCH, R. **Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?** NBER, 2001. (Working Paper, n. 8198).
- BARDASI, E.; BERTHOUD, R.; BRYAN, M. **The dynamics of deprivation: the relationship between income and material deprivation over time.** Department for work and pensions, United Kingdom 2004 (Research Report, n. 219).

CUMMINS, R. Objective and subjective anuality of life: an interactive model. **Social Indicators Research**, v. 52, n. 1, 2000.

DUESENBERY, J. **Income, savings and the theory of consumer behavior**. Cambridge: Harvard University Press, 1949.

GARY, M. **Income poverty, subjective poverty and finantial stress**. Department of Families, Community Services and Indigenous Affairs, Australian Government, 2007. (Social Policy RP, n. 29).

GRAHAM, C. **Can happiness research contribute to development economics?** Washington: The Brookings Institution, 2004.

GUVEN, C.; SORENSEN, B. E. **Subjective well-being**: keeping up with the joneses. Real or perceveid? 2007. Manuscrito.

HIRSCH, F. **The social limits to growth**. Cambridge: Harvard University Press, 1976.

KAPTEYN, A.; VAN PRAAG, B. Evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands. **European Economic Review**, v. 4, p. 33-62, 1973.

LAYTE, R.; MAÎTRE, B.; NOLAN, B.; WHENA, C. Income, deprivation and economic strain: an analysis of the European Community household painel. **European sociological review**, v. 17, n. 4, p. 357-372, 2001.

NOLAN, B.; WHELAN, C. T. The relationship between income and deprivation: a dynamique perspective. **Revue Économique**, n. 3, p. 709-717, 1996.

OSWALD, J. A. Happiness and economic performance. **Economic Journal**, v. 107, 1997.

PERRY, B. The mismatch between income measures and direct outcome measures of poverty. **Social policy hournal of New Zealand**, n. 19, Ministry of Social Development, New Zealand, 2002.

RUSSELL, H.; WHELAN, C. T. **Low income and deprivation in an enlarged Europe**. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2004.

VEBLEN, T. **The theory of leisure class**. New York: The Modern Library, 1899.

ANEXO

TABELA 1.A
Tabulação cruzada do indicador subjetivo de suficiência da renda contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	28,6	24,0	52,6	33,6	86,3	8,4	94,6	4,7	99,4	0,0	100,0	100,0
Quantidade de alimentos												
Normalmente não suficiente	67,7	19,1	86,8	10,9	97,7	1,3	99,0	0,4	99,4	0,5	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	35,5	30,9	66,4	29,8	96,2	2,8	99,0	0,8	99,8	0,2	100,0	35,3
Sempre suficiente	13,6	20,6	34,2	42,2	76,4	14,0	90,4	8,6	99,0	1,0	100,0	51,3
Qualidade do alimento												
Raramente do tipo que quer	58,7	22,2	80,9	15,9	96,8	1,9	98,7	0,8	99,5	0,5	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	28,1	29,2	57,3	35,8	93,1	5,0	98,1	1,8	99,9	0,2	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	8,5	13,8	22,3	41,3	63,6	20,5	84,1	14,2	98,3	1,6	100,0	25,2
Cond. subjetivas de moradia												
Ruins	55,4	23,5	78,9	17,2	96,1	2,3	98,4	1,1	99,5	0,5	100,0	14,9
Satisfatórias	28,0	26,9	54,9	35,2	90,1	6,6	96,7	2,9	99,6	0,4	100,0	37,1
Boas	20,7	22,0	42,7	37,5	80,2	11,6	91,8	7,3	99,1	0,9	100,0	48,1
Cond. objetivas de moradia ^c												
y = 0	14,2	19,3	33,5	40,9	74,4	15,1	89,5	9,3	98,8	1,1	100,0	22,6
y = 1	20,8	23,5	44,3	39,0	83,3	10,0	93,3	5,9	99,2	0,7	100,0	23,8
y = 2	28,4	26,3	54,7	34,3	89,0	7,1	96,1	3,5	99,6	0,5	100,0	20,5
y = 3	37,7	27,5	65,2	28,3	93,5	4,3	97,8	1,8	99,6	0,3	100,0	15,9
y = 4	45,6	25,6	71,2	24,1	95,3	2,8	98,1	1,5	99,6	0,6	100,0	10,6
y = 5	57,1	24,5	81,6	15,4	97,0	1,8	98,8	0,8	99,6	0,5	100,0	5,4
y = 6	57,9	23,2	81,1	16,6	97,7	1,6	99,3	0,4	99,7	0,2	100,0	1,3
Serviços públicos ^d												
y = 0	43,9	24,5	68,4	24,0	92,4	4,9	97,3	1,9	99,2	0,7	100,0	4,5
y = 1	33,7	24,3	58,0	31,1	89,1	6,9	96,0	3,5	99,5	0,6	100,0	7,2
y = 2	35,4	24,5	59,9	29,6	89,5	6,6	96,1	3,4	99,5	0,5	100,0	6,5

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	28,6	24,0	52,6	33,6	86,3	8,4	94,6	4,7	99,4	0,0	100,0	100,0
Serviços públicos ^d												
y = 3	36,4	24,6	61,0	30,0	91,0	5,4	96,4	3,2	99,6	0,5	100,0	8,1
y = 4	31,5	25,3	56,8	32,9	89,7	6,0	95,7	3,8	99,5	0,5	100,0	18,7
y = 5	23,7	23,4	47,1	36,1	83,2	10,3	93,5	5,8	99,3	0,7	100,0	55,0
Nível de estresse financeiro ^e												
y = 0	21,7	21,2	42,9	36,5	79,4	12,0	91,4	7,5	98,9	1,0	100,0	46,4
y = 1	32,3	25,9	58,2	32,6	90,8	6,0	96,8	2,8	99,6	0,4	100,0	29,1
y = 2	37,1	27,3	64,4	29,6	94,0	4,1	98,1	1,6	99,7	0,4	100,0	21,2
y = 3	38,5	26,9	65,4	27,9	93,3	4,7	98,0	1,9	99,9	0,1	100,0	3,3
Ocorrência de estresse financeiro												
Não ocorreu	21,7	21,2	42,9	36,5	79,4	12,0	91,4	7,5	98,9	1,0	100,0	46,4
Ocorreu	34,5	26,5	61,0	31,1	92,1	5,1	97,2	2,3	99,5	0,4	100,0	53,6

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família (y = 0,1,2,3,4,5,6). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família (y = 0,1,2,3,4,5). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.^e Número de casos de estresse financeiro reportado pela família (y = 0,1,2,3). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 1.B

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de quantidade de alimento contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 39.900						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	13,4	35,3	48,7	51,3	100,0	100,0
Suficiência da renda						
Muita dificuldade	31,7	43,8	75,5	24,4	100,0	28,6
Dificuldade	10,7	45,4	56,1	44,0	100,0	24,0
Alguma dificuldade	4,4	31,2	35,6	64,4	100,0	33,6
Alguma facilidade	2,1	11,7	13,8	86,2	100,0	8,4
Facilidade	1,2	5,9	7,1	92,9	100,0	4,7
Muita facilidade	10,8	12,7	23,5	76,4	100,0	0,0
Qualidade do alimento						
Raramente do tipo que quer	36,7	39,3	76,0	23,9	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	10,9	45,7	56,6	43,3	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	2,5	8,9	11,4	88,6	100,0	25,2
Cond. subjetivas de moradia						
Ruins	29,9	42,3	72,2	27,8	100,0	14,9
Satisfatórias	12,5	40,5	53,0	46,9	100,0	37,1
Boas	9,0	29,0	38,0	62,0	100,0	48,1
Cond. objetivas de moradia ^c						
$y = 0$	5,9	23,4	29,3	70,7	100,0	22,6
$y = 1$	8,5	31,4	39,9	60,1	100,0	23,8
$y = 2$	13,1	37,9	51,0	49,0	100,0	20,5
$y = 3$	18,0	43,2	61,2	38,8	100,0	15,9
$y = 4$	22,5	45,6	68,1	31,9	100,0	10,6
$y = 5$	31,1	46,9	78,0	22,0	100,0	5,4
$y = 6$	36,3	42,9	79,2	20,8	100,0	1,3
Serviços públicos ^d						
$y = 0$	24,4	46,8	71,2	28,7	100,0	4,5
$y = 1$	15,6	37,8	53,4	46,5	100,0	7,2
$y = 2$	17,9	39,9	57,8	42,2	100,0	6,5
$y = 3$	17,3	41,2	58,5	41,5	100,0	8,1
$y = 4$	15,1	38,4	53,5	46,4	100,0	18,7
$y = 5$	10,5	31,5	42,0	58,0	100,0	55,0

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 39.900						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	13,4	35,3	48,7	51,3	100,0	100,0
Nível de estresse financeiro ^c						
$y = 0$	10,4	29,1	39,5	60,5	100,0	46,4
$y = 1$	15,4	39,3	54,7	45,3	100,0	29,1
$y = 2$	16,9	42,5	59,4	40,5	100,0	21,2
$y = 3$	15,6	39,6	55,2	44,8	100,0	3,3
Ocorrência de estresse financeiro						
Não ocorreu	10,4	29,1	39,5	60,5	100,0	46,4
Ocorreu	16,0	40,6	56,6	43,4	100,0	53,6

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ normalmente não suficiente; $y = 2$ às vezes não suficiente; $y = 3$ sempre suficiente.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.^e Número de casos de estresse financeiro reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3$). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 1.C

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de qualidade do alimento contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	17,8	57,0	74,8	25,2	100,0	100,0
Suficiência da renda						
Muita dificuldade	36,5	56,0	92,5	7,5	100,0	28,6
Dificuldade	16,4	69,1	85,5	14,5	100,0	24,0
Alguma dificuldade	8,4	60,6	69,0	31,0	100,0	33,6
Alguma facilidade	4,1	33,9	38,0	62,1	100,0	8,4
Facilidade	2,9	21,3	24,2	75,8	100,0	4,7
Muita facilidade	15,1	20,8	35,9	64,1	100,0	0,0
Quantidade de alimentos						
Normalmente não suficiente	48,7	46,5	95,2	4,7	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	19,8	73,8	93,6	6,4	100,0	35,3
Sempre suficiente	8,3	48,1	56,4	43,6	100,0	51,3
Cond. subjetivas de moradia						
Ruins	34,9	55,4	90,3	9,8	100,0	14,9
Satisfatórias	18,2	63,4	81,6	18,4	100,0	37,1
Boas	12,2	52,5	64,7	35,3	100,0	48,1
Cond. objetivas de moradia ^c						
$y = 0$	8,5	49,6	58,1	42,0	100,0	22,6
$y = 1$	12,6	56,4	69,0	31,0	100,0	23,8
$y = 2$	17,7	60,8	78,5	21,5	100,0	20,5
$y = 3$	23,3	61,9	85,2	14,8	100,0	15,9
$y = 4$	28,7	60,1	88,8	11,2	100,0	10,6
$y = 5$	37,4	55,3	92,7	7,2	100,0	5,4
$y = 6$	39,3	54,5	93,8	6,2	100,0	1,3
Serviços públicos ^d						
$y = 0$	29,4	60,6	90,0	10,0	100,0	4,5
$y = 1$	21,8	61,6	83,4	16,6	100,0	7,2
$y = 2$	22,2	60,8	83,0	16,9	100,0	6,5
$y = 3$	22,9	59,3	82,2	17,8	100,0	8,1
$y = 4$	20,5	58,9	79,4	20,6	100,0	18,7
$y = 5$	14,1	54,6	68,7	31,3	100,0	55,0

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	17,8	57,0	74,8	25,2	100,0	100,0
Nível de estresse financeiro ^c						
$y = 0$	13,9	53,3	67,2	32,8	100,0	46,4
$y = 1$	20,4	59,2	79,6	20,4	100,0	29,1
$y = 2$	22,3	61,2	83,5	16,5	100,0	21,2
$y = 3$	21,0	61,0	82,0	18,1	100,0	3,3
Ocorrência de estresse financeiro						
Não ocorreu	13,9	53,3	67,2	32,8	100,0	46,4
Ocorreu	21,2	60,1	81,3	18,7	100,0	53,6

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ raramente do tipo que quer; $y = 2$ nem sempre do tipo que quer; $y = 3$ sempre do tipo que quer.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.^e Número de casos de estresse financeiro reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3$). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 1.D

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de condições de moradia contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	14,9	37,1	51,9	48,1	100,0	100,0
Suficiência da renda						
Muita dificuldade	28,8	36,3	65,1	34,9	100,0	28,6
Dificuldade	14,6	41,4	56,0	44,0	100,0	24,0
Alguma dificuldade	7,6	38,8	46,4	53,6	100,0	33,6
Alguma facilidade	4,1	29,3	33,4	66,6	100,0	8,4
Facilidade	3,3	22,8	26,1	73,8	100,0	4,7
Muita facilidade	11,6	20,1	31,7	68,3	100,0	0,0
Quantidade de alimentos						
Normalmente não suficiente	33,2	34,7	67,9	32,1	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	17,8	42,6	60,4	39,6	100,0	35,3
Sempre suficiente	8,0	33,9	41,9	58,1	100,0	51,3
Qualidade do alimento						
Raramente do tipo que quer	29,1	37,9	67,0	32,9	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	14,5	41,2	55,7	44,3	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	5,7	27,0	32,7	67,2	100,0	25,2
Cond. objetivas de moradia ^c						
$y = 0$	1,5	26,2	27,7	72,3	100,0	22,6
$y = 1$	5,4	37,9	43,3	56,7	100,0	23,8
$y = 2$	12,3	43,1	55,4	44,6	100,0	20,5
$y = 3$	22,7	43,3	66,0	34,0	100,0	15,9
$y = 4$	34,9	40,4	75,3	24,6	100,0	10,6
$y = 5$	49,6	32,7	82,3	17,7	100,0	5,4
$y = 6$	58,9	29,9	88,8	11,2	100,0	1,3
Serviços públicos ^d						
$y = 0$	28,0	38,5	66,5	33,6	100,0	4,5
$y = 1$	18,0	39,3	57,3	42,7	100,0	7,2
$y = 2$	21,7	36,2	57,9	42,1	100,0	6,5
$y = 3$	21,4	36,6	58,0	41,9	100,0	8,1
$y = 4$	17,7	38,5	56,2	43,8	100,0	18,7
$y = 5$	10,6	36,3	46,9	53,0	100,0	55,0

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	14,9	37,1	51,9	48,1	100,0	100,0
Nível de estresse financeiro ^c						
$y = 0$	11,5	33,9	45,4	54,7	100,0	46,4
$y = 1$	16,7	38,9	55,6	44,3	100,0	29,1
$y = 2$	18,8	40,6	59,4	40,6	100,0	21,2
$y = 3$	21,0	42,9	63,9	36,2	100,0	3,3
Ocorrência de estresse financeiro						
Não ocorreu	11,5	33,9	45,4	54,7	100,0	46,4
Ocorreu	17,8	39,8	57,6	42,4	100,0	53,6

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ ruins; $y = 2$ satisfatórias; $y = 3$ boas.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.^e Número de casos de estresse financeiro reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3$). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 1.E
Tabulação cruzada do indicador objetivo de condições de moradia contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t \mid y \leq t$													
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	Freq. % ^b
	22,6	23,8	46,4	20,5	66,9	15,9	82,8	10,6	93,3	5,4	98,7	1,3	100,0
Suficiência da renda													
Muita dificuldade	11,2	17,2	28,4	20,4	48,8	21,0	69,8	16,8	86,6	10,8	97,4	2,5	100,0
Dificuldade	18,2	23,3	41,5	22,4	63,9	18,2	82,1	11,2	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0
Alguns dificuldade	27,5	27,6	55,1	20,9	76,0	13,4	89,4	7,6	97,0	2,5	99,5	0,6	100,0
Alguns facilidade	40,9	28,5	69,4	17,4	86,8	8,3	95,1	3,5	98,6	1,2	99,8	0,2	100,0
Facilidade	44,4	29,9	74,3	15,2	89,5	6,2	95,7	3,3	99,0	0,9	99,9	0,1	100,0
Muita facilidade	39,0	25,9	64,9	14,7	79,6	6,9	86,5	9,3	95,8	3,9	99,7	0,4	100,0
Quantidade de alimentos													
Normalmente não suficiente	9,9	15,2	25,1	20,0	45,1	21,4	66,5	17,7	84,2	12,6	96,8	3,4	100,0
Às vezes não suficiente	15,0	21,1	36,1	22,1	58,2	19,5	77,7	13,7	91,4	7,2	98,6	1,5	100,0
Sempre suficiente	31,1	27,8	58,9	19,6	78,5	12,0	90,5	6,6	97,1	2,3	99,4	0,5	100,0
Qualidade do alimento													
Raramente do tipo que quer	10,7	16,9	27,6	20,4	48,0	20,8	68,8	17,0	85,8	11,4	97,2	2,8	100,0
Nem sempre do tipo que quer	19,7	23,6	43,3	21,9	65,2	17,3	82,5	11,2	93,7	5,3	99,0	1,2	100,0
Sempre do tipo que quer	37,5	29,1	66,6	17,5	84,1	9,3	93,4	4,7	98,1	1,5	99,6	0,3	100,0
Cond. subjetivas de moradia													
Ruins	2,3	8,7	11,0	17,0	28,0	24,3	52,3	24,8	77,1	18,1	95,2	5,0	100,0
Satisfatórias	16,0	24,3	40,3	23,9	64,2	18,6	82,8	11,5	94,3	4,8	99,1	1,0	100,0
Boas	34,0	28,0	62,0	19,0	81,0	11,2	92,2	5,4	97,6	2,0	99,6	0,3	100,0

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$													
	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	Freq. % ^b
Amostra total	22,6	23,8	46,4	20,5	66,9	15,9	82,8	10,6	93,3	5,4	98,7	1,3	100,0
Serviços públicos ^c													
y = 0	12,8	18,4	31,2	21,8	53,0	20,0	73,0	16,9	89,9	9,6	99,5	0,6	100,0
y = 1	20,9	23,2	44,1	21,6	65,7	16,5	82,2	12,5	94,7	4,6	99,3	0,7	100,0
y = 2	20,6	20,9	41,5	21,1	62,6	16,9	79,5	12,1	91,6	6,7	98,3	1,7	100,0
y = 3	16,5	20,6	37,1	21,2	58,3	19,0	77,3	13,6	90,9	7,4	98,3	1,7	100,0
y = 4	18,7	22,7	41,4	21,4	62,8	17,8	80,6	10,9	91,5	6,7	98,2	1,8	100,0
y = 5	26,1	25,4	51,5	19,8	71,3	14,3	85,6	9,0	94,6	4,3	98,9	1,1	100,0
Nível de estresse financeiro ^d													
y = 0	29,8	26,2	56,0	19,1	75,1	12,6	87,7	8,2	95,9	3,5	99,4	0,7	100,0
y = 1	17,6	22,6	40,2	22,2	62,4	18,4	80,8	11,6	92,4	6,2	98,6	1,4	100,0
y = 2	14,6	20,6	35,2	20,9	56,1	19,3	75,4	13,8	89,2	8,5	97,7	2,3	100,0
y = 3	16,9	20,7	37,6	23,2	60,8	18,2	79,0	12,9	91,9	6,4	98,3	1,8	100,0
Ocorrência de estresse financeiro													
Não ocorreu	29,8	26,2	56,0	19,1	75,1	12,6	87,7	8,2	95,9	3,5	99,4	0,7	100,0
Ocorreu	16,3	21,7	38,0	21,8	59,8	18,7	78,5	12,6	91,1	7,1	98,2	1,8	100,0

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6. Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3, 4, 5). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/ escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.^d Número de casos de estresse financeiro reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 1.F

Tabulação cruzada do indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): indicador de stress financeiro reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$				
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	Freq. % ^b
	46,4	53,6	100,0	100,0
Suficiência da renda				
Muita dificuldade	35,2	64,8	100,0	28,6
Dificuldade	41,0	59,0	100,0	24,0
Alguma dificuldade	50,4	49,6	100,0	33,6
Alguma facilidade	67,0	33,0	100,0	8,4
Facilidade	74,0	26,0	100,0	4,7
Muita facilidade	69,1	30,9	100,0	0,0
Quantidade de alimentos				
Normalmente não suficiente	35,9	64,1	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	38,3	61,7	100,0	35,3
Sempre suficiente	54,7	45,3	100,0	51,3
Qualidade do alimento				
Raramente do tipo que quer	36,2	63,8	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	43,4	56,6	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	60,3	39,7	100,0	25,2
Cond. subjetivas de moradia				
Ruins	35,9	64,1	100,0	14,9
Satisfatórias	42,4	57,6	100,0	37,1
Boas	52,8	47,2	100,0	48,1
Cond. objetivas de moradia ^c				
y = 0	61,2	38,8	100,0	22,6
y = 1	51,1	48,9	100,0	23,8
y = 2	43,2	56,8	100,0	20,5
y = 3	36,9	63,1	100,0	15,9
y = 4	36,1	63,9	100,0	10,6
y = 5	29,6	70,4	100,0	5,4
y = 6	24,6	75,4	100,0	1,3
Serviços públicos ^d				
y = 0	78,2	21,8	100,0	4,5
y = 1	65,9	34,1	100,0	7,2
y = 2	57,1	42,9	100,0	6,5
y = 3	43,1	56,9	100,0	8,1
y = 4	37,6	62,4	100,0	18,7
y = 5	43,5	56,5	100,0	55,0

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 no caso de estresse financeiro; y = 0 caso contrário. Estresse financeiro ocorre no caso de atraso de pagamento de aluguel, serviços ou prestações.

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c Número de problemas na moradia reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.

^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3, 4, 5). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.

TABELA 1.G

Tabulação cruzada do indicador de nível de estresse financeiro contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a								
Número de observações: 39.900								
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$								
	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	46,4	29,1	75,5	21,2	96,7	3,3	100,0	100,0
Suficiência da renda								
Muita dificuldade	35,2	32,8	68,0	27,5	95,5	4,5	100,0	28,6
Dificuldade	41,0	31,3	72,3	24,0	96,3	3,7	100,0	24,0
Alguma dificuldade	50,4	28,2	78,6	18,7	97,3	2,7	100,0	33,6
Alguma facilidade	67,0	20,8	87,8	10,4	98,2	1,9	100,0	8,4
Facilidade	74,0	17,5	91,5	7,2	98,7	1,3	100,0	4,7
Muita facilidade	69,1	18,5	87,6	12,0	99,6	0,4	100,0	0,0
Quantidade de alimentos								
Normalmente não suficiente	35,9	33,5	69,4	26,8	96,2	3,9	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	38,3	32,4	70,7	25,5	96,2	3,7	100,0	35,3
Sempre suficiente	54,7	25,6	80,3	16,7	97,0	2,9	100,0	51,3
Qualidade do alimento								
Raramente do tipo que quer	36,2	33,3	69,5	26,6	96,1	3,9	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	43,4	30,3	73,7	22,8	96,5	3,5	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	60,3	23,5	83,8	13,8	97,6	2,4	100,0	25,2
Cond. subjetivas de moradia								
Ruins	35,9	32,7	68,6	26,8	95,4	4,7	100,0	14,9
Satisfatórias	42,4	30,6	73,0	23,2	96,2	3,8	100,0	37,1
Boas	52,8	26,8	79,6	17,9	97,5	2,5	100,0	48,1
Cond. objetivas de moradia ^c								
$y = 0$	61,2	22,6	83,8	13,7	97,5	2,5	100,0	22,6
$y = 1$	51,1	27,7	78,8	18,4	97,2	2,9	100,0	23,8
$y = 2$	43,2	31,5	74,7	21,6	96,3	3,7	100,0	20,5
$y = 3$	36,9	33,7	70,6	25,7	96,3	3,8	100,0	15,9
$y = 4$	36,1	32,1	68,2	27,8	96,0	4,1	100,0	10,6
$y = 5$	29,6	33,2	62,8	33,3	96,1	3,9	100,0	5,4
$y = 6$	24,6	32,1	56,7	38,5	95,2	4,8	100,0	1,3
Serviços públicos ^d								
$y = 0$	78,2	19,7	97,9	1,9	99,8	0,1	100,0	4,5
$y = 1$	65,9	23,9	89,8	10,1	99,9	0,2	100,0	7,2
$y = 2$	57,1	28,5	85,6	13,7	99,3	0,7	100,0	6,5
$y = 3$	43,1	32,6	75,7	22,3	98,0	2,0	100,0	8,1
$y = 4$	37,6	33,7	71,3	25,6	96,9	3,2	100,0	18,7
$y = 5$	43,5	28,5	72,0	23,5	95,5	4,5	100,0	55,0

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações ($y = 0, 1, 2, 3$).^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$). Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica.

TABELA 1.H
Tabulação cruzada do indicador restrito de provisão de serviços públicos contra outros indicadores de qualidade de vida

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a Número de observações: 39.900 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	Freq. % ^b
Amostra total	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,4	18,7	45,0	55,0	100,0	100,0
Suficiência da renda												
Muita dificuldade	7,0	8,5	15,5	8,1	23,6	10,3	33,9	20,6	54,5	45,5	100,0	28,6
Dificuldade	4,6	7,3	11,9	6,7	18,6	8,3	26,9	19,6	46,5	53,5	100,0	24,0
Alguma dificuldade	3,2	6,6	9,8	5,7	15,5	7,2	22,7	18,2	40,9	58,9	100,0	33,6
Alguma facilidade	2,6	5,9	8,5	5,1	13,6	5,3	18,9	13,4	32,3	67,7	100,0	8,4
Facilidade	1,8	5,2	7,0	4,7	11,7	5,5	17,2	15,1	32,3	67,7	100,0	4,7
Muita facilidade	5,0	6,6	11,6	5,0	16,6	5,8	22,4	15,1	37,5	62,5	100,0	0,0
Quantidade de alimentos												
Normalmente não suficiente	8,3	8,4	16,7	8,7	25,4	10,5	35,9	21,1	57,0	43,1	100,0	13,4
Às vezes não suficiente	6,0	7,7	13,7	7,4	21,1	9,5	30,6	20,3	50,9	49,1	100,0	35,3
Sempre suficiente	2,5	6,5	9,0	5,4	14,4	6,6	21,0	16,9	37,9	62,1	100,0	51,3
Qualidade do alimento												
Raramente do tipo que quer	7,5	8,8	16,3	8,2	24,5	10,5	35,0	21,5	56,5	43,6	100,0	17,8
Nem sempre do tipo que quer	4,8	7,8	12,6	7,0	19,6	8,4	28,0	19,3	47,3	52,7	100,0	57,0
Sempre do tipo que quer	1,8	4,7	6,5	4,4	10,9	5,7	16,6	15,2	31,8	68,1	100,0	25,2
Cond. subjetivas de moradia												
Ruins	8,5	8,7	17,2	9,5	26,7	11,7	38,4	22,2	60,6	39,3	100,0	14,9
Satisfatórias	4,7	7,6	12,3	6,4	18,7	8,0	26,7	19,4	46,1	53,9	100,0	37,1
Boas	3,2	6,4	9,6	5,7	15,3	7,1	22,4	17,0	39,4	60,7	100,0	48,1

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a Número de observações: 39.900												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	Freq. % ^b
	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,4	18,7	45,0	55,0	100,0	100,0
Cond. objetivas de moradia ^c												
y = 0	2,6	6,6	9,2	5,9	15,1	5,9	21,0	15,5	36,5	63,5	100,0	22,6
y = 1	3,5	7,0	10,5	5,7	16,2	7,0	23,2	17,8	41,0	58,9	100,0	23,8
y = 2	4,8	7,6	12,4	6,7	19,1	8,4	27,5	19,5	47,0	53,1	100,0	20,5
y = 3	5,7	7,5	13,2	6,9	20,1	9,7	29,8	20,9	50,7	49,3	100,0	15,9
y = 4	7,3	8,5	15,8	7,5	23,3	10,5	33,8	19,3	53,1	46,9	100,0	10,6
y = 5	8,0	6,1	14,1	8,1	22,2	11,1	33,3	23,0	56,3	43,8	100,0	5,4
y = 6	2,2	3,8	6,0	8,8	14,8	11,2	26,0	26,5	52,5	47,5	100,0	1,3
Nível de estresse financeiro ^d												
y = 0	7,6	10,2	17,8	8,0	25,8	7,5	33,3	15,1	48,4	51,5	100,0	46,4
y = 1	3,1	5,9	9,0	6,4	15,4	9,1	24,5	21,6	46,1	53,9	100,0	29,1
y = 2	0,4	3,4	3,8	4,2	8,0	8,5	16,5	22,5	39,0	60,9	100,0	21,2
y = 3	0,2	0,4	0,6	1,4	2,0	4,9	6,9	17,9	24,8	75,2	100,0	3,3
Ocorrência de estresse financeiro												
Não ocorreu	7,6	10,2	17,8	8,0	25,8	7,5	33,3	15,1	48,4	51,5	100,0	46,4
Ocorreu	1,8	4,6	6,4	5,2	11,6	8,6	20,2	21,7	41,9	58,0	100,0	53,6

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Lista dos cinco serviços públicos no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica (y = 0, 1, 2, 3, 4, 5).^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Número de problemas na moradia reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6). Problema de moradia ocorre em um dos seis casos: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados.^d Número de casos de estresse financeiro reportado pela família (y = 0, 1, 2, 3). Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações.

TABELA 2.A

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de suficiência da renda contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a Número de observações: 40.530 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
Amostra total	28,7	24,0	52,7	33,6	86,3	8,3	94,6	4,7	99,3	0,7	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	49,0	26,3	75,3	20,8	96,1	2,4	98,5	1,0	99,5	0,5	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	32,9	27,7	60,6	32,4	93,0	4,5	97,5	2,1	99,6	0,3	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	21,6	24,9	46,5	40,3	86,8	9,0	95,8	3,9	99,7	0,4	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	11,2	17,2	28,4	40,9	69,3	17,4	86,7	11,9	98,6	1,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	48,5	25,9	74,4	20,9	95,3	2,9	98,2	1,4	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	32,1	27,2	59,3	32,3	91,6	5,6	97,2	2,4	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	21,8	25,1	46,9	39,7	86,6	8,9	95,5	4,1	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	12,1	18,0	30,1	41,6	71,7	15,9	87,6	11,0	98,6	1,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	48,6	26,5	75,1	20,7	95,8	2,5	98,3	1,2	99,5	0,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	32,4	27,3	59,7	32,6	92,3	5,1	97,4	2,2	99,6	0,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	21,8	24,3	46,1	39,8	85,9	8,9	94,8	4,7	99,5	0,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	11,8	17,9	29,7	41,4	71,1	16,8	87,9	10,8	98,7	1,3	100,0	25,0
Mulher	34,5	24,4	58,9	30,0	88,9	6,5	95,4	4,0	99,4	0,6	100,0	22,8
Homem	26,9	23,9	50,8	34,7	85,5	8,9	94,4	4,9	99,3	0,7	100,0	77,2
Com cônjuge	27,4	24,1	51,5	34,7	86,2	8,5	94,7	4,6	99,3	0,6	100,0	74,3
Sem cônjuge	32,3	23,7	56,0	30,5	86,5	7,7	94,2	5,0	99,2	0,8	100,0	25,7
Rural	32,4	24,8	57,2	30,8	88,0	7,3	95,3	3,9	99,2	0,7	100,0	22,5
Urbano	27,6	23,8	51,4	34,4	85,8	8,6	94,4	4,9	99,3	0,6	100,0	77,5
Idade: < 21	29,4	21,5	50,9	35,2	86,1	6,5	92,6	5,7	98,3	1,8	100,0	1,3
Idade: 21-30	24,4	22,4	46,8	38,1	84,9	9,3	94,2	5,3	99,5	0,5	100,0	17,2
Idade: 31-40	26,6	23,5	50,1	35,7	85,8	8,5	94,3	5,2	99,5	0,6	100,0	26,9
Idade: 41-50	29,9	24,6	54,5	33,0	87,5	7,6	95,1	4,2	99,3	0,7	100,0	23,8
Idade: 51-60	33,1	25,0	58,1	29,6	87,7	7,7	95,4	3,9	99,3	0,6	100,0	16,4
Idade: > 60	30,4	25,1	55,5	29,9	85,4	8,8	94,2	4,9	99,1	0,8	100,0	14,5

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a											
	Número de observações: 40.530											
	Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$											
Amostra total	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	28,7	24,0	52,7	33,6	86,3	8,3	94,6	4,7	99,3	0,7	100,0	100,0
Educ.: sem instrução	8,5	13,3	21,8	38,9	60,7	20,3	81,0	17,1	98,1	1,9	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	14,1	21,1	35,2	43,5	78,7	13,1	91,8	7,5	99,3	0,7	100,0	17,2
Educ.: até 4ª série	22,1	23,6	45,7	40,0	85,7	8,8	94,5	4,9	99,4	0,7	100,0	12,3
Educ.: fundamental	27,8	25,6	53,4	35,5	88,9	7,1	96,0	3,5	99,5	0,5	100,0	27,3
Educ.: médio	38,9	26,7	65,6	26,4	92,0	5,2	97,2	2,4	99,6	0,5	100,0	21,1
Educ.: superior	46,7	25,8	72,5	21,3	93,8	3,9	97,7	1,9	99,6	0,4	100,0	14,8
Cor: branca	20,9	22,6	43,5	37,9	81,4	11,5	92,9	6,2	99,1	0,8	100,0	43,6
Cor: preta	37,8	23,3	61,1	29,2	90,3	5,6	95,9	3,7	99,6	0,6	100,0	6,3
Cor: amarela	23,1	19,5	42,6	38,5	81,1	8,9	90,0	10,1	100,1	0,0	100,0	0,4
Cor: parda	34,3	25,5	59,8	30,4	90,2	5,9	96,1	3,5	99,6	0,5	100,0	49,1
Cor: indígena	45,1	19,8	64,9	25,3	90,2	3,7	93,9	4,3	98,2	1,9	100,0	0,4
Região: SE	23,2	22,4	45,6	38,0	83,6	10,0	93,6	5,5	99,1	0,8	100,0	18,0
Região: NO	29,2	22,6	51,8	35,3	87,1	7,6	94,7	4,7	99,4	0,6	100,0	14,0
Região: NE	38,4	26,7	65,1	26,0	91,1	5,3	96,4	3,1	99,5	0,5	100,0	38,3
Região: CO	22,2	22,9	45,1	38,1	83,2	9,9	93,1	6,0	99,1	0,9	100,0	17,0
Região: SU	14,8	21,5	36,3	42,7	79,0	13,7	92,7	6,6	99,3	0,7	100,0	12,7
Religião: católico	28,9	24,2	53,1	33,5	86,6	8,2	94,8	4,6	99,4	0,6	100,0	77,3
Religião: protestante	20,9	22,4	43,3	38,1	81,4	11,9	93,3	6,0	99,3	0,7	100,0	3,9
Religião: evangélica	31,0	24,8	55,8	33,0	88,8	7,1	95,9	3,5	99,4	0,5	100,0	11,2
Religião: espírita	16,4	21,3	37,7	37,5	75,2	14,4	89,6	9,3	98,9	1,1	100,0	1,3
Religião: outros	26,1	24,3	50,4	32,8	83,2	9,9	93,1	6,0	99,1	0,9	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1º e o 2º quartil.

TABELA 2.B

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de quantidade de alimento contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a Número de observações: 40.496 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	13,4	35,3	48,7	51,3	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	25,1	45,9	71,0	29,1	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	14,9	42,6	57,5	42,4	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	9,5	35,1	44,6	55,5	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	4,2	17,5	21,7	78,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	25,3	45,1	70,4	29,6	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	14,7	42,0	56,7	43,2	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	9,2	34,4	43,6	56,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	4,5	19,4	23,9	76,0	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	25,9	48,1	74,0	26,0	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	14,6	42,8	57,4	42,7	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	9,0	32,6	41,6	58,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	4,3	17,5	21,8	78,2	100,0	25,0
Mulher	15,4	36,3	51,7	48,3	100,0	22,7
Homem	12,8	34,9	47,7	52,2	100,0	77,3
Com cônjuge	13,0	35,4	48,4	51,6	100,0	74,3
Sem cônjuge	14,8	34,8	49,6	50,5	100,0	25,7
Rural	15,8	39,4	55,2	44,9	100,0	22,5
Urbano	12,8	34,1	46,9	53,2	100,0	77,5
Idade: < 21	16,5	38,4	54,9	45,1	100,0	1,3
Idade: 21-30	12,3	36,4	48,7	51,3	100,0	17,2
Idade: 31-40	12,6	35,0	47,6	52,4	100,0	26,9
Idade: 41-50	13,6	34,2	47,8	52,1	100,0	23,8
Idade: 51-60	14,8	35,3	50,1	49,9	100,0	16,4
Idade: > 60	14,1	35,7	49,8	50,2	100,0	14,5
Educ.: sem instrução	2,6	10,4	13,0	87,0	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	5,8	26,3	32,1	67,9	100,0	17,2
Educ.: até 4ª série	9,5	33,0	42,5	57,5	100,0	12,3
Educ.: fundamental	12,6	37,5	50,1	50,0	100,0	27,3
Educ.: médio	19,4	41,4	60,8	39,1	100,0	21,1
Educ.: superior	23,3	45,0	68,3	31,7	100,0	14,8

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.496						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	13,4	35,3	48,7	51,3	100,0	100,0
Cor: branca	9,0	28,1	37,1	62,9	100,0	43,6
Cor: preta	18,6	38,9	57,5	42,5	100,0	6,3
Cor: amarela	10,1	25,0	35,1	64,9	100,0	0,4
Cor: parda	16,5	41,2	57,7	42,2	100,0	49,1
Cor: indígena	32,1	37,7	69,8	30,2	100,0	0,4
Região: SE	11,0	30,4	41,4	58,6	100,0	18,0
Região: NO	16,3	43,2	59,5	40,6	100,0	14,0
Região: NE	18,4	42,0	60,4	39,5	100,0	38,3
Região: CO	7,3	28,4	35,7	64,3	100,0	17,0
Região: SU	6,8	22,1	28,9	71,1	100,0	12,7
Religião: católico	13,5	35,5	49,0	51,0	100,0	77,3
Religião: protestante	9,8	27,5	37,3	62,7	100,0	3,9
Religião: evangélica	15,6	38,5	54,1	45,9	100,0	11,2
Religião: espírita	4,9	20,6	25,5	74,6	100,0	1,3
Religião: outros	13,1	32,9	46,0	54,0	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ normalmente não suficiente; $y = 2$ às vezes não suficiente; $y = 3$ sempre suficiente.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1º e o 2º quartil.

TABELA 2.C

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de qualidade do alimento contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.499						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	Freq. % ^b
	17,8	57,0	74,8	25,2	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	30,4	60,2	90,6	9,4	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	20,6	63,7	84,3	15,7	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	14,1	60,8	74,9	25,1	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	6,1	43,2	49,3	50,7	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	30,8	60,1	90,9	9,1	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	20,6	63,0	83,6	16,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	13,5	59,8	73,3	26,6	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	6,4	44,8	51,2	48,8	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	30,6	60,3	90,9	9,0	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	20,2	63,4	83,6	16,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	14,1	58,7	72,8	27,2	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	6,4	45,4	51,8	48,3	100,0	25,0
Mulher	19,8	56,7	76,5	23,5	100,0	22,8
Homem	17,2	57,0	74,2	25,7	100,0	77,2
Com cônjuge	17,4	57,6	75,0	25,0	100,0	74,3
Sem cônjuge	19,0	55,0	74,0	26,0	100,0	25,7
Rural	21,3	60,8	82,1	17,9	100,0	22,5
Urbano	16,8	55,8	72,6	27,4	100,0	77,5
Idade: < 21	21,8	56,5	78,3	21,8	100,0	1,3
Idade: 21-30	17,6	56,9	74,5	25,5	100,0	17,2
Idade: 31-40	17,1	56,9	74,0	26,0	100,0	26,9
Idade: 41-50	18,0	56,7	74,7	25,4	100,0	23,8
Idade: 51-60	19,0	57,3	76,3	23,7	100,0	16,4
Idade: > 60	17,4	57,3	74,7	25,2	100,0	14,5
Educ.: sem instrução	2,5	36,3	38,8	61,2	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	8,8	51,0	59,8	40,2	100,0	17,2
Educ.: até 4ª série	14,3	57,8	72,1	27,8	100,0	12,3
Educ.: fundamental	18,4	60,3	78,7	21,4	100,0	27,3
Educ.: médio	23,4	61,6	85,0	15,0	100,0	21,1
Educ.: superior	29,0	59,3	88,3	11,7	100,0	14,8

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.499						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	17,8	57,0	74,8	25,2	100,0	100,0
Cor: branca	13,0	54,3	67,3	32,6	100,0	43,6
Cor: preta	23,8	56,7	80,5	19,5	100,0	6,3
Cor: amarela	13,7	50,6	64,3	35,7	100,0	0,4
Cor: parda	21,3	59,4	80,7	19,4	100,0	49,1
Cor: indígena	27,8	58,6	86,4	13,6	100,0	0,4
Região: SE	15,6	54,5	70,1	30,0	100,0	18,0
Região: NO	18,2	60,1	78,3	21,7	100,0	14,0
Região: NE	22,5	58,1	80,6	19,4	100,0	38,3
Região: CO	14,9	55,6	70,5	29,4	100,0	17,0
Região: SU	10,2	55,4	65,6	34,4	100,0	12,7
Religião: católico	17,9	57,1	75,0	25,0	100,0	77,3
Religião: protestante	13,0	56,8	69,8	30,2	100,0	3,9
Religião: evangélica	20,2	59,0	79,2	20,8	100,0	11,2
Religião: espírita	9,0	45,8	54,8	45,2	100,0	1,3
Religião: outros	13,5	57,9	71,4	28,6	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ raramente do tipo que quer; $y = 2$ nem sempre do tipo que quer; $y = 3$ sempre do tipo que quer.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1^a e o 2^a quartil.

TABELA 2.D

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de condições de moradia contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a Número de observações: 40.490 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	14,9	37,0	51,9	48,1	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	23,9	37,8	61,7	38,3	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	17,8	39,0	56,8	43,2	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	12,0	39,0	51,0	49,0	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	5,8	32,2	38,0	62,0	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	24,5	37,2	61,7	38,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	16,7	39,0	55,7	44,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	12,0	38,7	50,7	49,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	6,4	33,1	39,5	60,6	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	26,5	37,9	64,4	35,6	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	17,0	39,9	56,9	43,1	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	10,9	39,5	50,4	49,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	5,1	30,7	35,8	64,2	100,0	25,0
Mulher	16,7	36,2	52,9	47,1	100,0	22,7
Homem	14,3	37,2	51,5	48,4	100,0	77,3
Com cônjuge	14,3	37,1	51,4	48,6	100,0	74,3
Sem cônjuge	16,6	36,7	53,3	46,7	100,0	25,7
Rural	17,6	37,6	55,2	44,8	100,0	22,5
Urbano	14,1	36,8	50,9	49,1	100,0	77,5
Idade: < 21	23,3	35,1	58,4	41,6	100,0	1,3
Idade: 21-30	17,8	37,4	55,2	44,8	100,0	17,2
Idade: 31-40	14,8	37,1	51,9	48,1	100,0	26,9
Idade: 41-50	14,3	37,5	51,8	48,2	100,0	23,8
Idade: 51-60	14,4	36,7	51,1	48,9	100,0	16,4
Idade: > 60	12,4	36,1	48,5	51,5	100,0	14,5
Educ.: sem instrução	3,1	27,0	30,1	69,9	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	7,8	36,8	44,6	55,4	100,0	17,2
Educ.: até 4ª série	13,1	38,9	52,0	48,1	100,0	12,3
Educ.: fundamental	15,3	39,0	54,3	45,6	100,0	27,3
Educ.: médio	19,2	38,1	57,3	42,6	100,0	21,1
Educ.: superior	22,6	34,5	57,1	42,8	100,0	14,8

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.490						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
	14,9	37,0	51,9	48,1	100,0	100,0
Cor: branca	10,1	35,2	45,3	54,7	100,0	43,6
Cor: preta	21,4	38,2	59,6	40,4	100,0	6,3
Cor: amarela	8,3	39,3	47,6	52,4	100,0	0,4
Cor: parda	18,2	38,5	56,7	43,3	100,0	49,1
Cor: indígena	29,6	29,0	58,6	41,4	100,0	0,4
Região: SE	12,4	36,5	48,9	51,1	100,0	18,0
Região: NO	19,5	37,3	56,8	43,2	100,0	14,0
Região: NE	17,9	37,3	55,2	44,8	100,0	38,4
Região: CO	12,3	39,1	51,4	48,7	100,0	17,0
Região: SU	7,8	33,8	41,6	58,4	100,0	12,7
Religião: católico	14,5	36,9	51,4	48,6	100,0	77,3
Religião: protestante	11,0	36,8	47,8	52,2	100,0	3,9
Religião: evangélica	18,1	38,2	56,3	43,7	100,0	11,2
Religião: espírita	4,9	34,2	39,1	60,9	100,0	1,3
Religião: outros	16,4	35,1	51,5	48,4	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ ruins; $y = 2$ satisfatórias; $y = 3$ boas.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1^a e o 2^a quartil.

TABELA 2.E

Tabulação cruzada do indicador objetivo de condições de moradia contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a														
Número de observações: 40.455														
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$														
Amostra total	Y =0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	22,5	23,8	46,3	20,5	66,8	15,9	82,7	10,6	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	12,6	18,6	31,2	21,2	52,4	20,2	72,6	16,0	88,6	9,2	97,8	2,1	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	17,1	22,2	39,3	21,8	61,1	18,0	79,1	12,6	91,7	6,9	98,6	1,5	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	24,1	24,9	49,0	21,6	70,6	15,4	86,0	9,0	95,0	4,0	99,0	1,0	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	36,5	29,3	65,8	17,6	83,4	10,0	93,4	4,6	98,0	1,7	99,7	0,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	12,8	18,4	31,2	21,1	52,3	20,3	72,6	15,6	88,2	9,7	97,9	2,2	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	17,5	22,4	39,9	22,2	62,1	18,2	80,3	12,1	92,4	6,2	98,6	1,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	23,8	25,5	49,3	21,5	70,8	14,8	85,6	9,5	95,1	4,0	99,1	0,9	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	36,1	28,7	64,8	17,4	82,2	10,2	92,4	5,0	97,4	1,9	99,3	0,6	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	10,4	17,5	27,9	21,3	49,2	21,0	70,2	16,7	86,9	10,6	97,5	2,4	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	17,2	22,3	39,5	22,3	61,8	18,8	80,6	12,2	92,8	6,0	98,8	1,3	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	24,7	26,3	51,0	21,2	72,2	14,5	86,7	8,7	95,4	3,8	99,2	0,9	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	38,0	28,9	66,9	17,4	84,3	9,3	93,6	4,7	98,3	1,4	99,7	0,3	100,0	25,0
Mulher	19,2	22,6	41,8	20,8	62,6	17,4	80,0	11,8	91,8	6,6	98,4	1,5	100,0	22,7
Homem	23,5	24,1	47,6	20,5	68,1	15,4	83,5	10,2	93,7	5,1	98,8	1,2	100,0	77,3
Com cônjuge	23,0	23,9	46,9	20,6	67,5	15,6	83,1	10,5	93,6	5,2	98,8	1,2	100,0	74,3
Sem cônjuge	21,3	23,3	44,6	20,4	65,0	16,8	81,8	10,7	92,5	6,1	98,6	1,4	100,0	25,7
Rural	21,0	22,2	43,2	22,1	65,3	16,4	81,7	12,3	94,0	5,3	99,3	0,6	100,0	22,5
Urbano	23,0	24,2	47,2	20,1	67,3	15,7	83,0	10,0	93,0	5,5	98,5	1,4	100,0	77,5
Idade: < 21	12,2	23,5	35,7	21,4	57,1	21,6	78,7	12,2	90,9	6,9	97,8	2,4	100,0	1,3
Idade: 21-30	18,9	23,5	42,4	22,3	64,7	16,8	81,5	11,1	92,6	5,7	98,3	1,7	100,0	17,2
Idade: 31-40	22,4	23,9	46,3	20,6	66,9	15,9	82,8	10,5	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0	26,9
Idade: 41-50	23,6	24,2	47,8	19,8	67,6	15,3	82,9	10,6	93,5	5,4	98,9	1,1	100,0	23,8
Idade: 51-60	23,7	23,2	46,9	19,7	66,6	16,1	82,7	10,6	93,3	5,7	99,0	1,1	100,0	16,4
Idade: > 60	24,9	23,7	48,6	20,7	69,3	15,1	84,4	9,8	94,2	4,9	99,1	1,0	100,0	14,5

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a Número de observações: 40.455 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$														
Amostra total	Y=0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	22,5	23,8	46,3	20,5	66,8	15,9	82,7	10,6	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0	100,0
Educ.: sem instrução	43,0	30,3	73,3	16,2	89,5	6,4	95,9	3,2	99,1	0,8	99,9	0,1	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	30,8	27,4	58,2	19,9	78,1	12,6	90,7	6,2	96,9	2,5	99,4	0,8	100,0	17,2
Educ.: até 4ª série	22,6	25,5	48,1	21,2	69,3	15,3	84,6	9,6	94,2	4,7	98,9	1,1	100,0	12,3
Educ.: fundamental	21,0	23,8	44,8	20,9	65,7	16,7	82,4	10,9	93,3	5,3	98,6	1,4	100,0	27,3
Educ.: médio	17,0	21,1	38,1	21,2	59,3	18,4	77,7	13,2	90,9	7,5	98,4	1,7	100,0	21,1
Educ.: superior	14,6	19,1	33,7	21,2	54,9	19,4	74,3	15,1	89,4	9,0	98,4	1,6	100,0	14,8
Cor: branca	29,6	26,0	55,6	19,7	75,3	13,0	88,3	7,5	95,8	3,4	99,2	0,7	100,0	43,6
Cor: preta	16,3	23,0	39,3	19,7	59,0	17,7	76,7	13,4	90,1	8,2	98,3	1,7	100,0	6,3
Cor: amarela	25,6	29,8	55,4	16,1	71,5	16,1	87,6	7,1	94,7	3,6	98,3	1,8	100,0	0,4
Cor: parda	17,1	21,9	39,0	21,5	60,5	18,2	78,7	12,8	91,5	6,8	98,3	1,6	100,0	49,1
Cor: indígena	12,3	16,7	29,0	17,9	46,9	19,1	66,0	17,9	83,9	13,0	96,9	3,1	100,0	0,4
Região: SE	27,1	26,7	53,8	19,3	73,1	13,4	86,5	8,6	95,1	3,9	99,0	1,0	100,0	18,0
Região: NO	17,7	20,8	38,5	21,9	60,4	17,9	78,3	13,2	91,5	7,1	98,6	1,5	100,0	14,0
Região: NE	17,8	21,3	39,1	21,3	60,4	18,1	78,5	12,6	91,1	7,2	98,3	1,7	100,0	38,4
Região: CO	26,7	25,8	52,5	20,1	72,6	13,9	86,5	8,5	95,0	4,1	99,1	0,8	100,0	17,0
Região: SU	30,3	27,6	57,9	19,0	76,9	13,1	90,0	7,0	97,0	2,2	99,2	0,6	100,0	12,7
Religião: católico	22,9	23,7	46,6	20,5	67,1	15,9	83,0	10,4	93,4	5,4	98,8	1,1	100,0	77,3
Religião: protestante	26,1	27,9	54,0	19,2	73,2	13,8	87,0	8,1	95,1	3,7	98,8	1,1	100,0	3,9
Religião: evangélica	18,3	23,1	41,4	22,1	63,5	16,1	79,6	12,4	92,0	6,4	98,4	1,5	100,0	11,2
Religião: espírita	35,4	27,9	63,3	16,9	80,2	10,1	90,3	6,7	97,0	2,2	99,2	0,7	100,0	1,3
Religião: outros	21,6	26,3	47,9	16,9	64,8	19,3	84,1	10,1	94,2	5,3	99,5	0,6	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Problema de moradia ocorre nos seguintes casos: (1) pouco espaço; (2) rua ou vizinhos barulhentos; (3) casa escura; (4) telhado com goteiras; (5) fundação, paredes ou chão úmidos; (6) madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$).

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c Famílias com renda corrente entre o 1º e o 2º quartil.

TABELA 2.F

Tabulação cruzada do indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): indicador de dificuldade com a renda reportado pela família ^a Número de observações: 40.037 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$				
Amostra total	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	Freq. % ^b
	46,4	53,6	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	40,8	59,2	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	40,8	59,2	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	45,9	54,1	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	58,0	42,0	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	43,7	56,3	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	42,6	57,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	44,9	55,1	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	54,4	45,6	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	39,5	60,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	40,7	59,3	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	47,0	53,0	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	58,4	41,6	100,0	25,0
Mulher	42,0	58,0	100,0	22,7
Homem	47,7	52,3	100,0	77,3
Com cônjuge	46,3	53,7	100,0	74,3
Sem cônjuge	46,7	53,3	100,0	25,7
Rural	63,9	36,1	100,0	22,5
Urbano	41,3	58,7	100,0	77,5
Idade: < 21	43,6	56,4	100,0	1,2
Idade: 21-30	40,3	59,7	100,0	17,2
Idade: 31-40	40,3	59,7	100,0	26,9
Idade: 41-50	44,6	55,4	100,0	23,9
Idade: 51-60	50,4	49,6	100,0	16,4
Idade: > 60	63,7	36,3	100,0	14,4
Educ.: sem instrução	61,8	38,2	100,0	5,3
Eeduc.: baixa instrução	43,6	56,4	100,0	17,3
Eeduc.: até 4ª série	39,1	60,9	100,0	12,3
Educ.: fundamental	42,7	57,3	100,0	27,3
Educ.: médio	48,0	52,0	100,0	21,1
Educ.: superior	53,9	46,1	100,0	14,8

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de dificuldade com a renda reportado pela família ^a				
Número de observações: 40.037				
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$				
Amostra total	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	Freq. % ^b
	46,4	53,6	100,0	100,0
Cor: branca	52,5	47,5	100,0	43,7
Cor: preta	41,0	59,0	100,0	6,3
Cor: amarela	53,3	46,7	100,0	0,4
Cor: parda	41,6	58,4	100,0	49,0
Cor: indígena	52,8	47,2	100,0	0,4
Região: SE	49,0	51,0	100,0	17,8
Região: NO	44,9	55,1	100,0	14,1
Região: NE	42,0	58,0	100,0	38,2
Região: CO	48,1	51,9	100,0	17,1
Região: SU	55,6	44,4	100,0	12,8
Religião: católico	47,7	52,3	100,0	77,2
Religião: protestante	48,0	52,0	100,0	3,9
Religião: evangélica	38,9	61,1	100,0	11,2
Religião: espírita	51,7	48,3	100,0	1,3
Religião: outros	42,7	57,3	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ no caso de estresse financeiro; $y = 0$ caso contrário. Estresse financeiro ocorre no caso de atraso de pagamento de aluguel, serviços ou prestações.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1^a e o 2^a quartil.

TABELA 2.G

Tabulação cruzada do indicador de nível de estresse financeiro contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a Número de observações: 40.037 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$								
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	Freq. % ^b
	46,4	29,1	75,5	21,2	96,7	3,3	100,0	100,0
Renda corr.: 0%-25%	40,8	33,6	74,4	23,0	97,4	2,6	100,0	25,0
Renda corr.: 25%-50% ^c	40,8	31,9	72,7	23,7	96,4	3,6	100,0	25,0
Renda corr.: 50%-75%	45,9	28,5	74,4	22,1	96,5	3,6	100,0	25,0
Renda corr.: 75%-100%	58,0	22,6	80,6	15,9	96,5	3,5	100,0	25,0
Cons. não dur.: 0%-25%	43,7	32,3	76,0	21,1	97,1	2,9	100,0	25,0
Cons. não dur.: 25%-50%	42,6	31,5	74,1	22,7	96,8	3,1	100,0	25,0
Cons. não dur.: 50%-75%	44,9	29,0	73,9	22,8	96,7	3,4	100,0	25,0
Cons. não dur.: 75%-100%	54,4	23,6	78,0	18,2	96,2	3,8	100,0	25,0
Cons. dur.: 0%-25%	39,5	33,0	72,5	24,3	96,8	3,2	100,0	25,0
Cons. dur.: 25%-50%	40,7	31,9	72,6	23,9	96,5	3,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 50%-75%	47,0	28,6	75,6	20,9	96,5	3,5	100,0	25,0
Cons. dur.: 75%-100%	58,4	22,9	81,3	15,6	96,9	3,1	100,0	25,0
Mulher	42,0	30,5	72,5	23,9	96,4	3,6	100,0	22,7
Homem	47,7	28,7	76,4	20,4	96,8	3,2	100,0	77,3
Com cônjuge	46,3	29,0	75,3	21,3	96,6	3,4	100,0	74,3
Sem cônjuge	46,7	29,4	76,1	20,8	96,9	3,1	100,0	25,7
Rural	63,9	24,8	88,7	10,7	99,4	0,6	100,0	22,5
Urbano	41,3	30,4	71,7	24,2	95,9	4,1	100,0	77,5
Idade: < 21	43,6	33,0	76,6	19,2	95,8	4,2	100,0	1,2
Idade: 21-30	40,3	31,3	71,6	23,1	94,7	5,2	99,9	17,2
Idade: 31-40	40,3	30,8	71,1	24,7	95,8	4,3	100,1	26,9
Idade: 41-50	44,6	29,0	73,6	23,1	96,7	3,3	100,0	23,9
Idade: 51-60	50,4	28,8	79,2	18,8	98,0	2,0	100,0	16,4
Idade: > 60	63,7	23,6	87,3	11,9	99,2	0,8	100,0	14,4

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a Número de observações: 40.037 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$								
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	Freq. % ^b
	46,4	29,1	75,5	21,2	96,7	3,3	100,0	100,0
Educ.: sem instrução	61,8	19,3	81,1	15,1	96,2	3,8	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	43,6	27,3	70,9	24,0	94,9	5,1	100,0	17,3
Educ.: até 4ª série	39,1	30,9	70,0	25,3	95,3	4,6	99,9	12,3
Educ.: fundamental	42,7	30,7	73,4	23,2	96,6	3,4	100,0	27,3
Educ.: médio	48,0	30,4	78,4	19,3	97,7	2,4	100,1	21,1
Educ.: superior	53,9	29,1	83,0	16,0	99,0	1,0	100,0	14,8
Cor: branca	52,5	26,0	78,5	18,4	96,9	3,1	100,0	43,7
Cor: preta	41,0	29,9	70,9	24,8	95,7	4,4	100,0	6,3
Cor: amarela	53,3	29,9	83,2	14,4	97,6	2,4	101,0	0,4
Cor: parda	41,6	31,8	73,4	23,3	96,7	3,3	102,0	49,0
Cor: indígena	52,8	22,4	75,2	21,7	96,9	3,1	103,0	0,4
Região: SE	49,0	26,6	75,6	20,6	96,2	3,9	100,1	17,8
Região: NO	44,9	31,7	76,6	21,3	97,9	2,0	99,9	14,1
Região: NE	42,0	31,6	73,6	23,1	96,7	3,4	100,1	38,2
Região: CO	48,1	28,1	76,2	20,0	96,2	3,8	100,0	17,1
Região: SU	55,6	23,6	79,2	17,8	97,0	2,9	99,9	12,8
Religião: católico	47,7	28,8	76,5	20,4	96,9	3,1	100,0	77,2
Religião: protestante	48,0	27,6	75,6	20,6	96,2	3,7	100,0	3,9
Religião: evangélica	38,9	32,2	71,1	25,2	96,3	3,8	100,0	11,2
Religião: espírita	51,7	22,3	74,0	21,5	95,5	4,5	100,0	1,3
Religião: outros	42,7	27,4	70,1	25,2	95,3	4,7	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel, serviços ou prestações (y = 0, 1, 2, 3).^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1º e o 2º quartil.

TABELA 2.H

Tabulação cruzada do indicador restrito de provisão de serviços públicos contra renda, consumo e variáveis demográficas e sociais

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a												
Número de observações: 40.389												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	Freq. % ^b
	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,3	18,6	44,9	55,0	100,0	100,0
Renda corr.:												
0%-25%	9,5	11,3	20,8	10,6	31,4	11,7	43,1	20,1	63,2	36,8	100,0	25,0
Renda corr.:												
25%-50%	4,2	7,7	11,9	6,9	18,8	9,3	28,1	22,2	50,3	49,8	100,0	25,0
Renda corr.:												
50%-75%	3,1	6,1	9,2	5,4	14,6	7,1	21,7	19,1	40,8	59,2	100,0	25,0
Renda corr.:												
75%-100%	1,3	3,6	4,9	3,2	8,1	4,4	12,5	13,1	25,6	74,3	100,0	25,0
Cons. não dur.:												
0%-25%	9,0	11,0	20,0	10,0	30,0	11,5	41,5	21,2	62,7	37,3	100,0	25,0
Cons. não dur.:												
25%-50%	4,9	7,9	12,8	7,1	19,9	9,2	29,1	20,7	49,8	50,2	100,0	25,0
Cons. não dur.:												
50%-75%	2,8	6,0	8,8	5,6	14,4	7,1	21,5	18,5	40,0	60,0	100,0	25,0
Cons. não dur.:												
75%-100%	1,3	3,9	5,2	3,5	8,7	4,7	13,4	14,0	27,4	72,6	100,0	25,0
Cons. dur.:												
0%-25%	11,4	9,4	20,8	9,0	29,8	11,5	41,3	21,1	62,4	37,7	100,0	25,0
Cons. dur.:												
25%-50%	3,9	7,6	11,5	7,4	18,9	9,6	28,5	21,5	50,0	50,0	100,0	25,0
Cons. dur.:												
50%-75%	2,2	7,7	9,9	6,6	16,5	7,5	24,0	19,1	43,1	56,8	100,0	25,0
Cons. dur.:												
75%-100%	0,5	4,1	4,6	3,2	7,8	3,9	11,7	12,8	24,5	75,5	100,0	25,0
Mulher	1,9	3,4	5,3	4,3	9,6	6,9	16,5	18,9	35,4	64,6	100,0	22,8
Homem	5,3	8,3	13,6	7,2	20,8	8,5	29,3	18,5	47,8	52,2	100,0	77,2
Com cônjuge	5,0	8,0	13,0	7,0	20,0	8,4	28,4	18,8	47,2	52,8	100,0	74,3
Sem cônjuge	3,2	4,8	8,0	5,1	13,1	7,3	20,4	18,0	38,4	61,5	100,0	25,7
Rural	19,1	29,2	48,3	20,0	68,3	12,3	80,6	8,8	89,4	10,6	100,0	22,5
Urbano	0,3	0,8	1,1	2,6	3,7	6,9	10,6	21,5	32,1	67,9	100,0	77,5
Idade: < 21	5,7	6,9	12,6	7,3	19,9	11,2	31,1	24,2	55,3	44,7	100,0	1,3
Idade: 21-30	4,1	6,5	10,6	7,0	17,6	9,9	27,5	21,5	49,0	51,0	100,0	17,2
Idade: 31-40	3,8	6,1	9,9	5,9	15,8	8,0	23,8	20,5	44,3	55,6	100,0	26,9
Idade: 41-50	4,0	6,6	10,6	5,6	16,2	7,4	23,6	18,0	41,6	58,5	100,0	23,9
Idade: 51-60	5,1	7,9	13,0	7,0	20,0	7,8	27,8	16,4	44,2	55,7	100,0	16,4
Idade: > 60	6,2	10,2	16,4	8,2	24,6	7,4	32,0	14,9	46,9	53,2	100,0	14,5

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a												
Número de observações: 40.389												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	Freq. % ^b
	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,3	18,6	44,9	55,0	100,0	100,0
Educ.: sem instrução	0,0	0,5	0,5	0,5	1,0	1,2	2,2	10,3	12,5	87,5	100,0	5,3
Educ.: baixa instrução	0,4	1,3	1,7	2,1	3,8	4,6	8,4	16,6	25,0	75,0	100,0	17,2
Educ.: até 4 ^a série	1,3	3,3	4,6	3,6	8,2	7,7	15,9	20,1	36,0	64,0	100,0	12,3
Educ.: fundamental	3,0	6,9	9,9	6,5	16,4	8,9	25,3	20,8	46,1	53,8	100,0	27,3
Educ.: médio	7,7	11,9	19,6	10,4	30,0	10,5	40,5	19,3	59,8	40,3	100,0	21,1
Educ.: superior	12,1	14,1	26,2	11,4	37,6	10,6	48,2	18,1	66,3	33,7	100,0	14,8
Cor: branca	2,4	7,1	9,5	6,1	15,6	6,3	21,9	16,0	37,9	62,0	100,0	43,6
Cor: preta	5,9	6,2	12,1	5,5	17,6	10,3	27,9	19,9	47,8	52,2	100,0	6,3
Cor: amarela	4,2	7,7	11,9	4,2	16,1	4,8	20,9	15,5	36,4	63,7	100,0	0,4
Cor: parda	6,1	7,4	13,5	7,1	20,6	9,5	30,1	20,8	50,9	49,2	100,0	49,1
Cor: indígena	18,5	5,6	24,1	7,4	31,5	11,1	42,6	18,5	61,1	38,9	100,0	0,4
Região: SE	0,9	5,9	6,8	6,2	13,0	5,5	18,5	12,0	30,5	69,5	100,0	18,0
Região: NO	13,5	6,3	19,8	8,5	28,3	13,8	42,1	26,1	68,2	31,9	100,0	14,0
Região: NE	4,7	7,5	12,2	7,2	19,4	8,8	28,2	17,8	46,0	54,1	100,0	38,3
Região: CO	3,6	9,0	12,6	4,9	17,5	7,8	25,3	25,2	50,5	49,6	100,0	17,0
Região: SU	0,5	6,8	7,3	5,1	12,4	4,1	16,5	13,6	30,1	70,0	100,0	12,7
Religião: católico	4,9	7,9	12,8	7,1	19,9	8,1	28,0	18,2	46,2	53,8	100,0	77,3
Religião: protestante	0,8	4,9	5,7	5,5	11,2	7,3	18,5	18,2	36,7	63,3	100,0	3,9
Religião: evangélica	4,6	5,4	10,0	5,2	15,2	8,8	24,0	21,4	45,4	54,6	100,0	11,2
Religião: espírita	0,6	1,7	2,3	1,5	3,8	3,0	6,8	10,7	17,5	82,6	100,0	1,3
Religião: outros	2,1	2,8	4,9	2,6	7,5	6,7	14,2	17,2	31,4	68,6	100,0	1,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a a Lista dos cinco serviços públicos no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/ escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$).^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c Famílias com renda corrente entre o 1^a e o 2^a quartil.

TABELA 3.A

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de suficiência da renda contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a Número de observações: 40.530 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	$y = 4$	$y \leq 4$	$y = 5$	$y \leq 5$	$y = 6$	$y \leq 6$	Freq. % ^b
Amostra total	28,7	24,0	52,7	33,6	86,3	8,3	94,6	4,7	99,3	0,7	100,0	100,0
Com plano de saúde	12,3	18,6	30,9	40,8	71,7	16,0	87,7	10,9	98,6	1,3	100,0	16,1
Sem plano de saúde	31,8	25,1	56,9	32,2	89,1	6,9	96,0	3,5	99,5	0,5	100,0	83,9
Com acesso a crédito	17,9	21,4	39,3	39,8	79,1	12,5	91,6	7,6	99,2	0,9	100,0	45,6
Sem acesso a crédito	37,7	26,3	64,0	28,4	92,4	4,9	97,3	2,3	99,6	0,4	100,0	54,4
Com riqueza financeira	17,2	20,9	38,1	38,6	76,7	13,6	90,3	8,6	98,9	1,1	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	31,7	24,9	56,6	32,3	88,9	6,9	95,8	3,7	99,5	0,5	100,0	78,8
Imóvel próprio	28,5	24,3	52,8	33,5	86,3	8,3	94,6	4,6	99,2	0,6	100,0	71,9
Imóvel alugado	27,1	22,6	49,7	34,9	84,6	9,1	93,7	5,7	99,4	0,6	100,0	14,4
Outros	30,9	24,0	54,9	32,7	87,6	7,5	95,1	4,2	99,3	0,7	100,0	13,7
Sem automóvel	11,7	18,8	30,5	42,8	73,3	15,9	89,2	9,8	99,0	1,1	100,0	26,4
Com automóvel	34,8	25,9	60,7	30,3	91,0	5,6	96,6	2,9	99,5	0,5	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	25,8	23,8	49,6	36,2	85,8	8,9	94,7	4,8	99,5	0,5	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	20,0	22,2	42,2	39,5	81,7	10,4	92,1	7,0	99,1	0,9	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	45,3	24,3	69,6	25,0	94,6	2,9	97,5	2,0	99,5	0,5	100,0	2,5
Fonte de renda: temporário rural	53,1	22,9	76,0	19,7	95,7	2,8	98,5	1,1	99,6	0,4	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	10,2	16,5	26,7	37,4	64,1	19,1	83,2	14,2	97,4	2,6	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	31,1	25,2	56,3	32,9	89,2	6,9	96,1	3,4	99,5	0,5	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	50,0	33,3	83,3	6,7	90,0	10,0	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	57,7	23,2	80,9	16,0	96,9	3,1	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	32,3	25,8	58,1	29,9	88,0	7,6	95,6	3,9	99,5	0,6	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	41,1	25,6	66,7	26,0	92,7	3,9	96,6	2,3	98,9	1,2	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	17,1	20,6	37,7	36,5	74,2	14,4	88,6	9,6	98,2	1,8	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	18,2	40,9	59,1	22,7	81,8	4,5	86,3	9,1	95,4	4,5	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	37,0	25,6	62,6	27,5	90,1	5,3	95,4	3,5	98,9	1,2	100,0	2,3

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a Número de observações: 40.530 Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	$y = 4$	$y \leq 4$	$y = 5$	$y \leq 5$	$y = 6$	$y \leq 6$	Freq. % ^b
	28,7	24,0	52,7	33,6	86,3	8,3	94,6	4,7	99,3	0,7	100,0	100,0
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	33,4	24,3	57,7	30,9	88,6	6,8	95,4	4,1	99,5	0,5	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	27,4	24,0	51,4	34,3	85,7	8,7	94,4	4,9	99,3	0,7	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	29,0	24,2	53,2	33,9	87,1	8,2	95,3	4,1	99,4	0,6	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	28,1	23,7	51,8	33,1	84,9	8,6	93,5	5,8	99,3	0,8	100,0	34,7
Número de crianças: 0	23,5	23,6	47,1	35,1	82,2	10,6	92,8	6,3	99,1	0,9	100,0	40,7
Número de crianças: 1	26,8	24,3	51,1	35,8	86,9	8,3	95,2	4,5	99,7	0,4	100,0	28,0
Número de crianças: 2	31,4	24,2	55,6	33,7	89,3	6,8	96,1	3,5	99,6	0,5	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	45,7	24,8	70,5	23,6	94,1	3,5	97,6	1,9	99,5	0,5	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	24,3	22,2	46,5	31,8	78,3	10,5	88,8	9,6	98,4	1,7	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	22,1	21,8	43,9	36,2	80,1	11,8	91,9	7,2	99,1	0,9	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	23,7	23,4	47,1	37,5	84,6	9,6	94,2	5,2	99,4	0,6	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	26,5	24,8	51,3	35,3	86,6	8,5	95,1	4,3	99,4	0,5	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	31,7	25,2	56,9	32,8	89,7	6,6	96,3	3,1	99,4	0,5	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	44,5	25,5	70,0	24,0	94,0	3,6	97,6	1,9	99,5	0,4	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ muita dificuldade; $y = 2$ dificuldade; $y = 3$ alguma dificuldade; $y = 4$ alguma facilidade; $y = 5$ facilidade; $y = 6$ muita facilidade.^b Frequência da categoria na amostra total (%).^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.B

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de quantidade de alimento contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.496						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	Freq. % ^b
Amostra total	13,4	35,3	48,7	51,3	100,0	100,0
Com plano de saúde	4,8	20,2	25,0	75,0	100,0	16,1
Sem plano de saúde	15,1	38,1	53,2	46,8	100,0	83,9
Com acesso a crédito	7,4	27,2	34,6	65,5	100,0	45,6
Sem acesso a crédito	18,5	42,0	60,5	39,4	100,0	54,4
Com riqueza financeira	7,5	25,9	33,4	66,6	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	15,0	37,8	52,8	47,2	100,0	78,8
Imóvel próprio	13,4	35,6	49,0	51,0	100,0	71,9
Imóvel alugado	10,7	32,5	43,2	56,8	100,0	14,4
Outros	16,2	36,5	52,7	47,3	100,0	13,7
Sem automóvel	4,3	20,2	24,5	75,6	100,0	26,4
Com automóvel	16,7	40,7	57,4	42,6	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	12,5	35,3	47,8	52,2	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	9,2	30,2	39,4	60,7	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	20,1	43,1	63,2	36,8	100,0	2,5
Fonte de renda: temporário rural	28,7	43,4	72,1	28,0	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	4,2	14,7	18,9	81,1	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	13,7	37,5	51,2	48,7	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	23,3	30,0	53,3	46,7	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	26,3	45,9	72,2	27,8	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	15,2	37,5	52,7	47,3	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	24,2	36,3	60,5	39,5	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	5,0	23,4	28,4	71,6	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	13,6	18,2	31,8	68,2	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	19,6	38,1	57,7	42,4	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	15,1	38,4	53,5	46,4	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	13,0	34,4	47,4	52,6	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	13,6	35,9	49,5	50,5	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	13,1	34,0	47,1	52,9	100,0	34,7
Número de crianças: 0	9,8	30,0	39,8	60,2	100,0	40,7
Número de crianças: 1	12,6	35,3	47,9	52,0	100,0	28,0
Número de crianças: 2	15,0	39,7	54,7	45,3	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	24,9	45,6	70,5	29,5	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	10,1	25,2	35,3	64,7	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	8,6	28,8	37,4	62,6	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	10,9	33,1	44,0	56,0	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	12,4	34,9	47,3	52,7	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	14,8	38,8	53,6	46,4	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	23,6	45,8	69,4	30,6	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 normalmente não suficiente; y = 2 às vezes não suficiente; y = 3 sempre suficiente.

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.C

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de qualidade do alimento contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.499						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
	$y = 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	17,8	57,0	74,8	25,2	100,0	100,0
Com plano de saúde	6,8	45,7	52,5	47,5	100,0	16,1
Sem plano de saúde	19,9	59,1	79,0	20,9	100,0	83,9
Com acesso a crédito	11,0	51,9	62,9	37,1	100,0	45,6
Sem acesso a crédito	23,6	61,2	84,8	15,2	100,0	54,4
Com riqueza financeira	11,4	50,7	62,1	38,0	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	19,6	58,6	78,2	21,8	100,0	78,8
Imóvel próprio	17,5	57,5	75,0	25,0	100,0	71,9
Imóvel alugado	15,8	53,6	69,4	30,6	100,0	14,4
Outros	21,8	57,6	79,4	20,6	100,0	13,7
Sem automóvel	7,1	47,3	54,4	45,6	100,0	26,4
Com automóvel	21,7	60,4	82,1	17,9	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	17,3	57,4	74,7	25,3	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	11,4	54,7	66,1	33,9	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	27,9	58,3	86,2	13,9	100,0	2,5
Fonte de renda: temporário rural	36,0	56,7	92,7	7,3	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	4,8	37,3	42,1	57,9	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	18,6	59,2	77,8	22,2	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	30,0	43,3	73,3	26,7	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	36,6	59,3	95,9	4,1	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	18,9	59,3	78,2	21,8	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	28,1	57,4	85,5	14,5	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	12,7	47,9	60,6	39,4	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	18,2	50,0	68,2	31,8	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	24,8	55,6	80,4	19,7	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	19,6	58,3	77,9	22,0	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	17,3	56,6	73,9	26,1	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	18,0	57,9	75,9	24,2	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	17,5	55,3	72,8	27,2	100,0	34,7
Número de crianças: 0	14,4	54,2	68,6	31,4	100,0	40,7
Número de crianças: 1	16,7	58,0	74,7	25,3	100,0	28,1
Número de crianças: 2	19,7	59,8	79,5	20,5	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	28,8	59,3	88,1	11,9	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	13,9	46,9	60,8	39,3	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	13,7	53,2	66,9	33,1	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	15,2	56,9	72,1	27,9	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	16,6	58,8	75,4	24,7	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	20,0	58,6	78,6	21,5	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	27,3	60,1	87,4	12,6	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ raramente do tipo que quer; $y = 2$ nem sempre do tipo que quer; $y = 3$ sempre do tipo que quer.

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.D

Tabulação cruzada do indicador subjetivo de condições de moradia contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a						
Número de observações: 40.490						
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$						
Amostra total	y = 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	Freq. % ^b
	14,9	37,0	51,9	48,1	100,0	100,0
Com plano de saúde	5,0	32,5	37,5	62,5	100,0	16,1
Sem plano de saúde	16,8	37,9	54,7	45,4	100,0	83,9
Com acesso a crédito	9,2	35,8	45,0	55,0	100,0	45,6
Sem acesso a crédito	19,7	38,0	57,7	42,3	100,0	54,4
Com riqueza financeira	9,2	35,5	44,7	55,3	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	16,4	37,4	53,8	46,2	100,0	78,8
Imóvel próprio	13,2	36,7	49,9	50,1	100,0	71,9
Imóvel alugado	17,5	39,2	56,7	43,3	100,0	14,4
Outros	21,1	36,1	57,2	42,8	100,0	13,7
Sem automóvel	4,9	32,7	37,6	62,4	100,0	26,4
Com automóvel	18,5	38,5	57,0	43,0	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	14,7	37,2	51,9	48,1	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	9,6	37,4	47,0	53,0	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	24,5	38,1	62,6	37,5	100,0	2,5
Fonte de renda: temporário rural	26,0	37,0	63,0	37,0	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	5,7	30,2	35,9	64,1	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	17,0	38,0	55,0	45,0	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	30,0	26,7	56,7	43,3	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	25,3	41,2	66,5	33,5	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	13,4	36,1	49,5	50,5	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	20,0	38,8	58,8	41,2	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	8,3	33,9	42,2	57,8	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	9,1	27,3	36,4	63,6	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	19,0	37,4	56,4	43,7	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	17,2	37,9	55,1	44,8	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	14,3	36,8	51,1	49,0	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	14,2	37,3	51,5	48,5	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	16,1	36,4	52,5	47,4	100,0	34,7
Número de crianças: 0	11,6	36,3	47,9	52,1	100,0	40,7
Número de crianças: 1	13,9	37,5	51,4	48,6	100,0	28,0
Número de crianças: 2	15,9	38,6	54,5	45,5	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	26,4	35,7	62,1	37,9	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	14,5	37,3	51,8	48,2	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	12,2	34,9	47,1	53,0	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	13,0	36,3	49,3	50,7	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	13,5	37,6	51,1	48,9	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	15,5	37,9	53,4	46,6	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	22,2	38,1	60,3	39,7	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 ruins; y = 2 satisfatórias; y = 3 boas.

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência.

TABELA 3.E

Tabulação cruzada do indicador objetivo de condições de moradia contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a														
Número de observações: 40.455														
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$														
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	y = 6	y ≤ 6	Freq. % ^b
	22,5	23,8	46,3	20,5	66,8	15,9	82,7	10,6	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0	100,0
Com plano de saúde	35,9	28,4	64,3	18,1	82,4	10,0	92,4	5,2	97,6	2,0	99,6	0,4	100,0	16,1
Sem plano de saúde	20,0	22,9	42,9	21,0	63,9	17,0	80,9	11,6	92,5	6,1	98,6	1,4	100,0	83,9
Com acesso a crédito	29,2	26,7	55,9	19,5	75,4	13,0	88,4	7,7	96,1	3,2	99,3	0,7	100,0	45,6
Sem acesso a crédito	17,0	21,3	38,3	21,4	59,7	18,3	78,0	13,0	91,0	7,3	98,3	1,7	100,0	54,4
Com riqueza financeira	28,3	27,2	55,5	20,1	75,6	13,1	88,7	7,4	96,1	3,2	99,3	0,8	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	21,0	22,8	43,8	20,7	64,5	16,7	81,2	11,4	92,6	6,1	98,7	1,4	100,0	78,8
Imóvel próprio	23,4	23,7	47,1	20,5	67,6	15,4	83,0	10,4	93,4	5,4	98,8	1,2	100,0	71,9
Imóvel alugado	22,2	25,2	47,4	20,6	68,0	16,5	84,5	9,5	94,0	4,8	98,8	1,3	100,0	14,4
Outros	18,1	22,6	40,7	20,8	61,5	17,9	79,4	12,7	92,1	6,5	98,6	1,4	100,0	13,7
Sem automóvel	36,9	28,3	65,2	18,0	83,2	9,7	92,9	5,2	98,1	1,5	99,6	0,4	100,0	26,4
Com automóvel	17,4	22,1	39,5	21,5	61,0	18,1	79,1	12,5	91,6	6,9	98,5	1,6	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	21,6	24,7	46,3	21,0	67,3	15,8	83,1	10,3	93,4	5,2	98,6	1,3	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	27,5	25,0	52,5	21,0	73,5	14,0	87,5	8,1	95,6	3,6	99,2	0,8	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. Doméstico	11,6	18,1	29,7	21,7	51,4	20,7	72,1	16,4	88,5	9,1	97,6	2,4	100,0	2,5
Fonte de renda: temporário rural	11,8	16,1	27,9	21,6	49,5	22,9	72,4	15,8	88,2	10,0	98,2	1,8	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	41,7	28,2	69,9	15,6	85,5	9,0	94,5	3,7	98,2	1,6	99,8	0,3	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	21,3	23,2	44,5	20,2	64,7	16,3	81,0	11,6	92,6	6,0	98,6	1,4	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	20,0	3,3	23,3	23,3	46,6	40,0	86,6	10,0	96,6	3,3	99,9	0,0	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	11,9	22,7	34,6	20,6	55,2	20,1	75,3	12,4	87,7	11,3	99,0	1,0	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	22,8	23,3	46,1	20,8	66,9	16,0	82,9	10,7	93,6	5,3	98,9	1,0	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	13,3	20,0	33,3	20,8	54,1	20,0	74,1	16,5	90,6	6,7	97,3	2,7	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	34,1	27,6	61,7	18,8	80,5	13,3	93,8	3,5	97,3	2,4	99,7	0,2	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	22,7	4,5	27,2	36,4	63,6	13,6	77,2	4,5	81,7	13,6	95,3	4,5	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	16,2	22,1	38,3	19,9	58,2	17,4	75,6	13,5	89,1	8,5	97,6	2,3	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	19,1	22,1	41,2	21,6	62,8	18,0	80,8	12,3	93,1	5,5	98,6	1,4	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	23,4	24,2	47,6	20,3	67,9	15,3	83,2	10,1	93,3	5,4	98,7	1,2	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	22,2	23,7	45,9	20,7	66,6	16,1	82,7	10,7	93,4	5,4	98,8	1,2	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	23,2	23,9	47,1	20,2	67,3	15,6	82,9	10,3	93,2	5,5	98,7	1,3	100,0	34,7

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a														
Número de observações: 40.455														
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$														
Amostra total	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	$y = 4$	$y \leq 4$	$y = 5$	$y \leq 5$	$y = 6$	$y \leq 6$	Freq. % ^b
	22,5	23,8	46,3	20,5	66,8	15,9	82,7	10,6	93,3	5,5	98,8	1,2	100,0	100,0
Número de crianças: 0	27,9	25,5	53,4	19,4	72,8	14,1	86,9	8,3	95,2	3,9	99,1	0,9	100,0	40,7
Número de crianças: 1	21,6	24,4	46,0	21,9	67,9	15,7	83,6	10,2	93,8	5,1	98,9	1,1	100,0	28,1
Número de crianças: 2	19,5	22,8	42,3	20,7	63,0	17,5	80,5	11,7	92,2	6,3	98,5	1,4	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	11,7	17,9	29,6	21,0	50,6	19,8	70,4	17,1	87,5	10,0	97,5	2,5	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	28,7	26,6	55,3	18,5	73,8	13,3	87,1	7,6	94,7	4,4	99,1	1,0	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	28,0	26,2	54,2	19,6	73,8	13,7	87,5	8,4	95,9	3,5	99,4	0,7	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	24,2	25,1	49,3	20,5	69,8	15,5	85,3	9,5	94,8	4,3	99,1	1,0	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	24,0	23,5	47,5	21,2	68,7	15,5	84,2	9,5	93,7	5,2	98,9	1,2	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	19,9	23,2	43,1	21,4	64,5	16,9	81,4	11,6	93,0	5,7	98,7	1,4	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	12,5	19,4	31,9	20,6	52,5	19,4	71,9	16,2	88,1	9,8	97,9	2,2	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Problema de moradia ocorre nos seguintes casos: (1) pouco espaço; (2) rua ou vizinhos barulhentos; (3) casa escura; (4) telhado com goteiras; (5) fundação, paredes ou chão úmidos; (6) madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$).

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.F

Tabulação cruzada do indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): indicador de dificuldade com a renda reportado pela família ^a				
Número de observações: 40.037				
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$				
	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	Freq. % ^b
Amostra total	46,4	53,6	100,0	100,0
Com plano de saúde	54,5	45,5	100,0	16,1
Sem plano de saúde	44,9	55,1	100,0	83,9
Com acesso a crédito	47,4	52,6	100,0	45,8
Sem acesso a crédito	45,6	54,4	100,0	54,2
Com riqueza financeira	49,3	50,7	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	45,6	54,4	100,0	78,8
Imóvel próprio	46,7	53,3	100,0	71,9
Imóvel alugado	40,0	60,0	100,0	14,5
Outros	51,9	48,1	100,0	13,6
Sem automóvel	55,2	44,8	100,0	26,5
Com automóvel	43,2	56,8	100,0	73,5
Fonte de renda: emp. privado	42,4	57,6	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	45,2	54,8	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	36,4	63,6	100,0	2,6
Fonte de renda: temporário rural	51,6	48,4	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	54,8	45,2	100,0	3,9
Fonte de renda: conta-própria	44,5	55,5	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	53,6	46,4	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	52,9	47,1	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	58,3	41,7	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	36,3	63,7	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	52,5	47,5	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	59,1	40,9	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	40,7	59,3	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	43,2	56,8	100,0	21,0
Sem fonte adicional de renda (PR)	47,3	52,7	100,0	79,0
Com fonte adicional de renda (além PR)	45,9	54,1	100,0	65,2
Sem fonte adicional de renda (além PR)	47,4	52,6	100,0	34,8
Número de crianças: 0	55,3	44,7	100,0	40,7
Número de crianças: 1	43,3	56,7	100,0	28,0
Número de crianças: 2	38,6	61,4	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	36,0	64,0	100,0	12,3
Tamanho da família: 1	58,8	41,2	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	57,1	42,9	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	49,1	50,9	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	44,0	56,0	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	39,9	60,1	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	37,2	62,8	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ no caso de estresse financeiro; $y = 0$ caso contrário. Estresse financeiro ocorre no caso de atraso de pagamento de aluguel, serviços ou prestações.

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.G

Tabulação cruzada do indicador de nível de estresse financeiro contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a								
Número de observações: 40.037								
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$								
	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	Freq. % ^b
Amostra total	46,4	29,1	75,5	21,2	96,7	3,3	100,0	100,0
Com plano de saúde	54,5	23,4	77,9	18,3	96,2	3,8	100,0	16,1
Sem plano de saúde	44,9	30,2	75,1	21,7	96,8	3,2	100,0	83,9
Com acesso a crédito	47,4	27,0	74,4	21,9	96,3	3,7	100,0	45,8
Sem acesso a crédito	45,6	30,9	76,5	20,5	97,0	3,0	100,0	54,2
Com riqueza financeira	49,3	26,7	76,0	20,3	96,3	3,7	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	45,6	29,7	75,3	21,4	96,7	3,2	100,0	78,8
Imóvel próprio	46,7	29,8	76,5	21,7	98,2	1,8	100,0	71,9
Imóvel alugado	40,0	25,3	65,3	21,4	86,7	13,3	100,0	14,5
Outros	51,9	29,2	81,1	18,1	99,2	0,7	100,0	13,6
Sem automóvel	55,2	23,6	78,8	17,9	96,7	3,3	100,0	26,5
Com automóvel	43,2	31,1	74,3	22,4	96,7	3,3	100,0	73,5
Fonte de renda: emp. privado	42,4	30,1	72,5	23,0	95,5	4,5	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	45,2	28,4	73,6	23,3	96,9	3,1	100,0	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	36,4	33,5	69,9	26,1	96,0	4,0	100,0	2,6
Fonte de renda: temporário rural	51,6	31,0	82,6	15,7	98,3	1,7	100,0	2,8
Fonte de renda: empregador	54,8	23,1	77,9	19,1	97,0	3,0	100,0	3,9
Fonte de renda: conta-própria	44,5	30,3	74,8	21,9	96,7	3,4	100,0	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	53,6	21,4	75,0	25,0	100,0	0,0	100,0	0,1
Fonte de renda: subsistência	52,9	29,1	82,0	17,5	99,5	0,5	100,0	0,5
Fonte de renda: aposentado	58,3	25,0	83,3	15,3	98,6	1,4	100,0	15,4
Fonte de renda: transferências	36,3	37,5	73,8	23,9	97,7	2,4	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	52,5	30,8	83,3	16,0	99,3	0,7	100,0	1,1
Fonte de renda: renda financeira	59,1	18,2	77,3	22,7	100,0	0,0	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	40,7	31,9	72,6	24,0	96,6	3,3	100,0	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	43,2	31,1	74,3	22,4	96,7	3,2	100,0	21,0
Sem fonte adicional de renda (PR)	47,3	28,6	75,9	20,8	96,7	3,3	100,0	79,0
Com fonte adicional de renda (além PR)	45,9	29,2	75,1	21,8	96,9	3,1	100,0	65,2
Sem fonte adicional de renda (além PR)	47,4	28,9	76,3	20,0	96,3	3,6	100,0	34,8
Número de crianças: 0	55,3	25,7	81,0	16,4	97,4	2,5	100,0	40,7
Número de crianças: 1	43,3	30,0	73,3	22,9	96,2	3,8	100,0	28,0
Número de crianças: 2	38,6	32,0	70,6	25,2	95,8	4,2	100,0	18,9
Número de crianças: > 2	36,0	33,8	69,8	26,8	96,6	3,4	100,0	12,3
Tamanho da família: 1	58,8	24,1	82,9	14,1	97,0	2,9	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	57,1	25,0	82,1	14,9	97,0	3,0	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	49,1	28,2	77,3	19,4	96,7	3,3	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	44,0	29,5	73,5	22,6	96,1	3,9	100,0	24,9
Tamanho da família: 5	39,9	31,8	71,7	24,9	96,6	3,4	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	37,2	33,2	70,4	26,8	97,2	2,8	100,0	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações ($y = 0, 1, 2, 3$).

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 3.H

Tabulação cruzada do indicador restrito de provisão de serviços públicos contra variáveis econômicas e financeiras

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a												
Número de observações: 40.389												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	y = 0	y = 1	y ≤ 1	y = 2	y ≤ 2	y = 3	y ≤ 3	y = 4	y ≤ 4	y = 5	y ≤ 5	Freq. % ^b
	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,3	18,6	44,9	55,0	99,9	100,0
Com plano de saúde	0,2	1,7	1,9	1,8	3,7	3,4	7,1	13,5	20,6	79,3	99,9	16,1
Sem plano de saúde	5,3	8,2	13,5	7,4	20,9	9,0	29,9	19,6	49,5	50,4	99,9	83,9
Com acesso a crédito	0,9	3,8	4,7	3,6	8,3	5,2	13,5	16,5	30,0	70,0	100,0	45,7
Sem acesso a crédito	7,6	10,1	17,7	9,0	26,7	10,5	37,2	20,4	57,6	42,4	100,0	54,3
Com riqueza financeira	1,0	4,3	5,3	3,7	9,0	5,3	14,3	16,3	30,6	69,4	100,0	21,2
Sem riqueza financeira	5,5	8,0	13,5	7,3	20,8	8,9	29,7	19,2	48,9	51,2	100,1	78,8
Imóvel próprio	4,6	6,7	11,3	6,6	17,9	8,4	26,3	19,6	45,9	54,1	100,0	71,9
Imóvel alugado	0,1	0,5	0,6	1,6	2,2	4,6	6,8	17,4	24,2	75,7	99,9	14,4
Outros	8,4	16,8	25,2	11,4	36,6	10,2	46,8	15,0	61,8	38,2	100,0	13,7
Sem automóvel	0,9	5,3	6,2	3,8	10,0	4,7	14,7	14,0	28,7	71,4	100,1	26,4
Com automóvel	5,8	7,9	13,7	7,5	21,2	9,4	30,6	20,3	50,9	49,1	100,0	73,6
Fonte de renda: emp. privado	2,2	5,5	7,7	5,4	13,1	8,1	21,2	20,1	41,3	58,7	100,0	32,9
Fonte de renda: emp. público	0,9	1,8	2,7	2,7	5,4	6,0	11,4	20,3	31,7	68,2	99,9	11,2
Fonte de renda: emp. doméstico	0,8	3,9	4,7	4,3	9,0	10,9	19,9	24,7	44,6	55,5	100,1	2,6
Fonte de renda: temporário rural	18,9	18,9	37,8	15,5	53,3	12,2	65,5	15,0	80,5	19,6	100,1	2,8
Fonte de renda: empregador	2,2	7,5	9,7	5,2	14,9	7,1	22,0	13,8	35,8	64,2	100,0	3,8
Fonte de renda: conta-própria	7,9	10,1	18,0	8,6	26,6	9,1	35,7	18,1	53,8	46,1	99,9	26,6
Fonte de renda: doméstico próprio	13,3	6,7	20,0	13,3	33,3	3,3	36,6	23,3	59,9	40,0	99,9	0,1
Fonte de renda: subsistência	14,1	22,4	36,5	19,8	56,3	14,1	70,4	12,5	82,9	17,2	100,1	0,5
Fonte de renda: aposentado	5,2	8,4	13,6	7,2	20,8	7,1	27,9	15,9	43,8	56,1	99,9	15,4
Fonte de renda: transferências	2,0	3,9	5,9	5,9	11,8	9,0	20,8	21,6	42,4	57,6	100,0	0,6
Fonte de renda: aluguel	1,3	4,4	5,7	3,5	9,2	6,0	15,2	14,3	29,5	70,4	99,9	1,1
Fonte de renda: renda financeira	0,0	13,6	13,6	0,0	13,6	9,1	22,7	18,2	40,9	59,1	100,0	0,1
Fonte de renda: outras fontes	2,0	3,0	5,0	5,5	10,5	6,7	17,2	21,9	39,1	60,8	99,9	2,3
Com fonte adicional de renda (PR) ^c	8,8	11,0	19,8	9,6	29,4	9,7	39,1	17,1	56,2	43,8	100,0	20,9
Sem fonte adicional de renda (PR)	3,4	6,2	9,6	5,7	15,3	7,7	23,0	19,0	42,0	58,0	100,0	79,1
Com fonte adicional de renda (além PR)	4,4	7,5	11,9	6,6	18,5	7,9	26,4	18,0	44,4	55,6	100,0	65,3
Sem fonte adicional de renda (além PR)	4,7	6,6	11,3	6,5	17,8	8,6	26,4	19,7	46,1	53,9	100,0	34,7

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a												
Número de observações: 40.389												
Proporção (%) amostral de famílias reportando $y = t / y \leq t$												
Amostra total	$y = 0$	$y = 1$	$y \leq 1$	$y = 2$	$y \leq 2$	$y = 3$	$y \leq 3$	$y = 4$	$y \leq 4$	$y = 5$	$y \leq 5$	Freq. % ^b
	4,5	7,2	11,7	6,5	18,2	8,1	26,3	18,6	44,9	55,0	99,9	100,0
Número de crianças: 0	4,0	7,0	11,0	5,9	16,9	7,0	23,9	15,8	39,7	60,4	100,1	40,7
Número de crianças: 1	3,3	6,3	9,6	5,8	15,4	7,7	23,1	20,0	43,1	56,8	99,9	28,1
Número de crianças: 2	3,9	7,0	10,9	7,0	17,9	9,1	27,0	21,5	48,5	51,5	100,0	18,8
Número de crianças: > 2	9,9	10,2	20,1	9,7	29,8	11,4	41,2	20,4	61,6	38,4	100,0	12,4
Tamanho da família: 1	4,7	6,7	11,4	5,9	17,3	8,2	25,5	14,9	40,4	59,6	100,0	6,1
Tamanho da família: 2	3,8	7,3	11,1	6,6	17,7	7,5	25,2	16,7	41,9	58,1	100,0	15,4
Tamanho da família: 3	3,4	6,5	9,9	5,8	15,7	7,4	23,1	18,6	41,7	58,3	100,0	22,8
Tamanho da família: 4	3,3	6,7	10,0	5,8	15,8	7,5	23,3	19,3	42,6	57,3	99,9	24,8
Tamanho da família: 5	4,7	7,7	12,4	6,9	19,3	8,7	28,0	19,3	47,3	52,7	100,0	15,3
Tamanho da família: > 5	8,4	8,5	16,9	8,8	25,7	10,1	35,8	20,3	56,1	44,0	100,1	15,5

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Lista dos cinco serviços públicos no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$).

^b Frequência da categoria na amostra total (%).

^c PR indica pessoa de referência da família.

TABELA 4.A

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.530						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-46,7				-36,0	-36,5	-30,9
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-12,5				-8,9	-9,0	-7,4
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$	-5,9				-3,9	-3,9	-3,0
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-56,4		-41,8	-38,7		-28,3
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-16,2		-10,6	-9,8		-6,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$		-8,2		-4,9	-4,2		-2,8
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-56,0	-42,1		-40,7	-33,6
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-15,9	-10,7		-10,4	-8,2
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$			-8,2	-4,9		-4,5	-3,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,192	0,170	0,173	0,208	0,220	0,228	0,239
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-41,0				-34,6	-35,9	-31,9
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-10,1				-8,0	-8,2	-7,1
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$	-4,6				-3,6	-3,9	-3,3
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-45,2		-36,5	-30,8		-24,0
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-12,1		-8,8	-7,0		-5,1
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$		-4,9		-3,8	-3,1		-2,4
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-45,3	-35,5		-34,2	-29,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-11,9	-8,5		-7,7	-6,3
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$			-5,2	-3,7		-3,7	-3,0
Pseudo- <i>R</i> ²		0,253	0,230	0,227	0,248	0,266	0,270	0,276
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-37,3				-33,5	-34,8	-32,0
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-9,5				-8,0	-8,2	-7,2
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$	-3,4				-3,2	-3,4	-3,2
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-36,1		-30,9	-25,6		-21,3
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-9,6		-7,6	-5,8		-4,5
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$		-3,1		-2,8	-2,3		-2,0

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.530						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-35,4	-29,3		-28,7	-25,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			-9,3	-7,1		-6,5	-5,4
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 3]$			-3,1	-2,6		-2,7	-2,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,270	0,250	0,247	0,260	0,278	0,280	0,284

Fonte: POF de 2002-2003.
Obs.: ^a *y* = 1 muita dificuldade; *y* = 2 dificuldade; *y* = 3 alguma dificuldade; *y* = 4 alguma facilidade; *y* = 5 facilidade; *y* = 6 muita facilidade.
^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% na variável *per capita*.
^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.
 $\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice *y* ≤ *t*.

TABELA 4.B

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de quantidade de alimento

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-42,2				-31,9	-30,6	-25,5
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-5,0				-3,5	-3,2	-2,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-13,6				-9,6	-9,1	-7,3
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-53,7		-37,1	-38,7		-26,3
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-7,0		-4,1	-4,5		-2,7
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-19,1		-11,6	-12,2		-7,6
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-56,9	-46,4		-45,9	-40,4
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-7,3	-5,5		-5,5	-4,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-20,9	-15,5		-15,3	-12,9
Pseudo- <i>R</i> ²		0,176	0,166	0,188	0,213	0,204	0,224	0,233
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-33,6				-27,6	-28,4	-24,6
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-4,1				-3,2	-3,1	-2,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-10,2				-8,1	-8,3	-7,1
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-40,5		-31,6	-29,2		-22,2
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-5,6		-3,8	-3,4		-2,3
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-12,9		-9,5	-8,6		-6,3
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-43,3	-35,4		-35,0	-30,6
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-5,7	-4,3		-4,0	-3,4
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-14,2	-10,9		-10,8	-9,1
Pseudo- <i>R</i> ²		0,246	0,235	0,239	0,253	0,257	0,263	0,269
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-28,8				-25,5	-26,1	-23,8
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-4,2				-3,4	-3,4	-3,0
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-8,2				-7,2	-7,4	-6,7

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a Tamanho da amostra: 40.496								
Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)								
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-30,2		-24,8	-22,4		-17,9
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-4,7		-3,4	-2,9		-2,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$		-8,5		-6,9	-6,2		-4,9
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-33,6	-29,2		-28,8	-26,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			-5,2	-4,1		-3,8	-3,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$			-9,8	-8,4		-8,3	-7,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,264	0,255	0,258	0,265	0,270	0,274	0,277

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ normalmente não suficiente; $y = 2$ às vezes não suficiente; $y = 3$ sempre suficiente.

^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.

^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.

$\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.C

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de qualidade do alimento

Variável dependente (<i>y</i>): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.499						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-44,2				-31,8	-33,8	-26,6
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-6,8				-5,0	-5,4	-4,1
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-10,9				-6,2	-6,7	-4,9
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-57,6		-44,8	-43,3		-34,4
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-11,1		-7,7	-7,4		-5,5
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-14,8		-9,9	-9,2		-6,7
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-55,0	-39,6		-40,9	-32,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-10,2	-6,5		-6,9	-5,1
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-14,2	-8,3		-8,6	-6,1
Pseudo- <i>R</i> ²		0,173	0,173	0,162	0,204	0,210	0,209	0,226
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-35,8				-27,9	-30,7	-25,2
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-5,8				-4,2	-4,5	-3,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-7,2				-5,2	-6,1	-4,7
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-46,5		-39,0	-35,7		-30,0
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-8,7		-6,5	-5,7		-4,4
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-9,7		-7,9	-7,0		-5,8
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-43,1	-32,0		-33,4	-26,8
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-7,6	-5,1		-5,0	-3,9
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-9,0	-6,1		-6,7	-5,1
Pseudo- <i>R</i> ²		0,213	0,210	0,199	0,224	0,232	0,230	0,241

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		Tamanho da amostra: 40.499						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-30,6				-25,9	-28,3	-24,6
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-5,7				-4,4	-4,8	-3,9
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-4,8				-4,1	-4,7	-4,1
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-37,2		-33,0	-29,6		-26,1
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-7,5		-6,1	-5,1		-4,2
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-5,9		-5,4	-4,9		-4,4
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-32,0	-25,3		-26,4	-21,9
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-6,3	-4,4		-4,4	-3,4
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-4,9	-4,0		-4,3	-3,6
Pseudo- <i>R</i> ²		0,235	0,230	0,223	0,237	0,246	0,244	0,251

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ raramente do tipo que quer; $y = 2$ nem sempre do tipo que quer; $y = 3$ sempre do tipo que quer.

^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.

^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.

$\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.D

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de condições de moradia

		Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a Tamanho da amostra: 40.490						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-24,7				-16,9	-12,3	-9,9
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-3,2				-2,1	-1,5	-1,2
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-7,1				-4,6	-3,3	-2,6
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-34,2		-15,4	-23,9		-10,1
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-4,7		-1,9	-3,1		-1,2
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-10,5		-4,2	-6,8		-2,6
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-43,2	-38,1		-37,8	-35,5
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-6,2	-5,3		-5,3	-4,9
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-14,1	-12,0		-11,9	-11,0
Pseudo- <i>R</i> ²		0,056	0,056	0,086	0,090	0,067	0,091	0,093
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-17,0				-12,5	-10,2	-8,3
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-2,3				-1,6	-1,2	-1,0
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-4,6				-3,3	-2,7	-2,2
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-24,3		-13,2	-18,3		-9,3
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-3,5		-1,6	-2,4		-1,1
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-6,9		-3,5	-5,0		-2,4
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-37,1	-33,7		-33,9	-32,2
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-5,4	-4,8		-4,7	-4,4
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-11,6	-10,3		-10,3	-9,7
Pseudo- <i>R</i> ²		0,079	0,079	0,097	0,099	0,084	0,100	0,101
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-12,3				-9,9	-8,7	-7,5
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	-1,6				-1,2	-1,0	-0,8
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	-3,3				-2,6	-2,3	-1,9
Pseudo- <i>R</i> ²		0,079	0,079	0,097	0,099	0,084	0,100	0,101

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.490						
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-16,6		-9,8	-13,2		-7,3
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		-2,2		-1,1	-1,7		-0,8
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$		-4,5		-2,6	-3,5		-1,9
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-31,3	-29,6		-29,7	-28,7
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			-4,2	-3,9		-3,8	-3,6
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$			-9,4	-8,8		-8,8	-8,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,095	0,095	0,107	0,108	0,097	0,108	0,109

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ ruins; $y = 2$ satisfatórias; $y = 3$ boas.

^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.

^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.

$\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.E

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de condições de moradia

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.455						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	43,0				26,4	21,7	16,4
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$	6,5				4,2	3,4	2,6
	$\Delta Pr[y \leq 3]$	-1,7				-1,0	-0,9	-0,7
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		68,5		30,2	39,9		19,1
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$		9,6		4,7	6,0		3,0
	$\Delta Pr[y \leq 3]$		-2,5		-1,2	-1,5		-0,8
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			86,3	62,6		62,4	53,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$			11,3	8,6		8,5	7,4
	$\Delta Pr[y \leq 3]$			-3,0	-2,2		-2,2	-1,8
Pseudo- <i>R</i> ²		0,098	0,097	0,122	0,132	0,114	0,159	0,139
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	26,0				18,3	17,4	13,8
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$	3,5				2,6	2,5	2,0
	$\Delta Pr[y \leq 3]$	-0,5				-0,4	-0,5	-0,4
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		39,2		23,1	26,4		15,7
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$		5,0		3,2	3,6		2,3
	$\Delta Pr[y \leq 3]$		-0,6		-0,5	-0,6		-0,4
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			55,4	43,9		44,6	39,0
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta Pr[y \leq 1]$			6,8	5,6		5,8	5,2
	$\Delta Pr[y \leq 3]$			-1,1	-1,0		-1,1	-1,0
Pseudo- <i>R</i> ²		0,142	0,142	0,151	0,157	0,149	0,159	0,161

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a Tamanho da amostra: 40.455		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c					
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	18,5				14,7	14,3
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	2,4				2,0	2,0
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$	-0,2				-0,2	-0,3
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		24,7		16,6	18,3	12,1
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$		3,0		2,2	2,4	1,7
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$		-0,2		-0,3	-0,3	-0,3
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			39,8	34,7		35,1
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$			4,8	4,4		4,5
	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$			-0,5	-0,6		-0,7
Pseudo- <i>R</i> ²		0,157	0,156	0,162	0,165	0,160	0,167

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Problema de moradia ocorre em um dos seis casos seguintes: pouco espaço; rua ou vizinhos barulhentos; casa escura; telhado com goteiras; fundação, paredes ou chão úmidos; madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$).

^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.

^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.

$\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.F

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro

Variável dependente (y): indicador de estresse financeiro reportado pela família ^a		Tamanho da amostra: 40.037						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	11,7				15,3	7,3	11,4
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$	2,8				3,5	1,7	2,7
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		3,8		-7,9	-7,6		-13,6
	Valor- <i>p</i>		0,002		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$		0,9		-2,0	-2,0		-3,6
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			18,4	23,9		12,5	18,5
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$			4,2	5,3		2,9	4,2
Pseudo- <i>R</i> ²		0,042	0,036	0,043	0,044	0,043	0,044	0,047
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	9,5				11,6	6,5	9,3
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$	2,0				2,4	1,4	1,9
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-0,2		-6,9	-6,5		-11,0
	Valor- <i>p</i>		0,894		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$		0,0		-1,5	-1,4		-2,5
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			18,5	21,8		15,0	18,9
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$			3,7	4,3		3,0	3,8
Pseudo- <i>R</i> ²		0,141	0,138	0,142	0,142	0,141	0,143	0,144
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	6,7				9,1	5,5	8,0
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$	1,4				1,8	1,2	1,6
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-7,3		-10,2	-10,5		-12,6
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$		-1,6		-2,3	-2,3		-2,9
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			11,2	14,2		9,6	12,7
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$			2,2	2,8		2,0	2,5
Pseudo- <i>R</i> ²		0,151	0,151	0,152	0,153	0,153	0,152	0,154

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ no caso de estresse financeiro; $y = 0$ caso contrário. Estresse financeiro ocorre no caso de atraso de pagamento de aluguel, serviços ou prestações.^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações. $\Delta \text{Pr}[y = 0]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar nenhum estresse financeiro.

TABELA 4.G

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de nível de estresse financeiro

Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	7,4				11,3	3,8	8,0
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	1,8				2,7	0,9	1,9
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	1,2				1,8	0,6	1,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	0,2				0,3	0,1	0,2
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-1,0		-10,7	-9,2		-14,7
	Valor- <i>p</i>		0,382		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-0,2		-2,8	-2,4		-4,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-0,2		-1,8	-1,6		-2,6
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$		0,0		-0,3	-0,2		-0,4
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			13,7	20,7		10,6	17,0
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			3,2	4,7		2,5	3,9
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			2,1	3,1		1,7	2,6
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$			0,3	0,5		0,3	0,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,032	0,030	0,034	0,036	0,034	0,034	0,037
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	6,1				8,4	3,3	6,2
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,100	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	1,3				1,8	0,7	1,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	1,3				1,8	0,7	1,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	0,3				0,4	0,1	0,3
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-3,1		-9,3	-7,7		-12,1
	Valor- <i>p</i>		0,020		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-0,7		-2,2	-1,8		-2,8
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-0,7		-2,2	-1,8		-2,9
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$		-0,1		-0,4	-0,4		-0,6

(Continua)

(Continuação)

		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			16,9	21,3		15,1	19,4
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			3,4	4,2		3,1	3,9
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			3,5	4,3		3,1	4,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$			0,7	0,9		0,6	0,8
Pseudo- <i>R</i> ²		0,124	0,123	0,126	0,128	0,125	0,127	0,128
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	4,7				7,3	3,6	6,2
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,100	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	1,0				1,5	0,8	1,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	1,0				1,6	0,8	1,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	0,2				0,3	0,2	0,3
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-9,0		-11,7	-11,5		-13,7
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-2,0		-2,7	-2,6		-3,2
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-2,2		-2,8	-2,8		-3,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$		-0,5		-0,6	-0,6		-0,7
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			10,5	14,0		9,5	12,9
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			2,2	2,8		2,0	2,6
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			2,2	3,0		2,0	2,7
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$			0,4	0,6		0,4	0,5
Pseudo- <i>R</i> ²		0,138	0,138	0,138	0,140	0,139	0,139	0,141

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações ($y = 0, 1, 2, 3$).^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações. $\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.H

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo restrito de provisão de serviços públicos

		Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a Tamanho da amostra: 40.389						
		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-36,1				-26,7	-24,2	-20,2
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	-1,3				-1,2	-1,2	-1,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$	10,7				-7,7	-6,9	-5,6
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-46,9		-29,1	-33,2		-19,7
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-2,4		-1,6	-1,5		-1,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$		-15,7		-8,6	-10,0		-5,5
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-52,9	-44,4		-43,8	-39,7
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			-3,3	-2,8		-2,5	-2,3
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$			-18,8	-14,6		-14,4	-12,6
Pseudo- <i>R</i> ²		0,105	0,099	0,128	0,142	0,125	0,150	0,155
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-19,9				-15,3	-14,4	-12,0
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	-0,1				-0,1	-0,1	-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$	-4,6				-3,6	-3,6	-2,9
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-27,2		-18,0	-20,4		-13,2
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-0,1		-0,1	-0,1		-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$		-7,0		-4,6	-4,9		-3,2
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-36,2	-31,5		-31,8	-29,2
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			-0,2	-0,2		-0,2	-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$			-10,4	-8,8		-8,7	-7,9
Pseudo- <i>R</i> ²		0,512	0,511	0,517	0,519	0,515	0,520	0,521
		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-13,8				-10,8	-10,2	-8,4
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	0,0				0,0	0,0	0,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$	-3,2				-2,5	-2,5	-2,1

(Continua)

(Continuação)

		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c						
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX	XXI
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-20,9		-14,5	-17,6		-12,1
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$		-0,1		-0,1	-0,1		-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$		-5,2		-3,7	-4,3		-3,0
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-33,7	-31,3		-32,0	-30,3
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$			-0,2	-0,2		-0,1	-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$			-9,5	-8,8		-8,9	-8,4
Pseudo- <i>R</i> ²		0,527	0,527	0,533	0,534	0,529	0,534	0,535

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/ escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$).^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações. $\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 4.I

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo ampliado de provisão de serviços públicos

Variável dependente (y): índice de provisão de serviços públicos reportado pela família ^a		Especificações sem controles (salvo tamanho da família e número de crianças)						
		I	II	III	IV	V	VI	VII
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-32,7				-24,7	-20,6	-18,0
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y = 1]$	-1,6				-1,3	-1,2	-1,1
	$\Delta\text{Pr}[y = 9]$	7,7				-5,0	-3,6	-3,0
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-40,9		-21,7	-25,9		-11,9
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-2,5		-1,4	-1,4		-0,7
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$		-9,5		-3,7	-5,3		-1,9
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-48,2	-41,2		-39,2	-36,5
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			-10,5	-3,1		-2,7	-2,5
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$			-10,5	-8,1		-7,8	-6,9
Pseudo- <i>R</i> ²		0,097	0,085	0,118	0,126	0,110	0,135	0,137
		Especificações com controles demográficos e sociais ^c						
		VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-15,3				-12,1	-10,6	-9,3
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	-0,1				-0,1	-0,1	-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$	-3,4				-2,6	-2,1	-1,8
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-19,1		-10,8	-12,9		-6,5
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-0,2		-0,1	-0,1		-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$		-4,2		-2,1	-2,7		-1,2
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-28,4	-25,2		-24,6	-23,2
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			-0,3	-0,2		-0,2	-0,2
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$			-6,1	-5,3		-5,3	-4,9
Pseudo- <i>R</i> ²		0,457	0,456	0,461	0,462	0,459	0,463	0,463

(Continua)

(Continuação)

		Especificações com controles demográficos, sociais e econômicos ^c					
		XV	XVI	XVII	XVIII	XIX	XX
Renda corrente	<i>Odds</i> ^b	-10,6				-8,6	-7,6
	Valor- <i>p</i>	0,000				0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	-0,1				-0,1	-0,1
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$	-2,2				-1,7	-1,4
Consumo não duráveis	<i>Odds</i> ^b		-13,9		-8,1	-10,9	-6,0
	Valor- <i>p</i>		0,000		0,000	0,000	0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$		-0,1		-0,1	-0,1	0,0
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$		-2,9		-1,5	-2,2	-1,1
Consumo duráveis	<i>Odds</i> ^b			-26,7	-25,1		-25,2
	Valor- <i>p</i>			0,000	0,000		0,000
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$			-0,2	-0,2		-0,2
	$\Delta\text{Pr}[y \leq 9]$			-5,6	-5,1		-5,2
Pseudo- <i>R</i> ²		0,470	0,469	0,474	0,474	0,470	0,475

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Lista dos seis serviços públicos listados no questionário: água, coleta de lixo, iluminação de rua, drenagem/escoamento de água de chuva e fornecimento de energia elétrica. $y = 2^A + B$, com $A + B + C = 6$, onde A, B e C são os números de serviços públicos avaliados como bom, ruim e inexistente ($y = 0, 1, 2, \dots, 9, 10$).

^b Taxa de variação da *odds* para aumento de 1% no valor *per capita* da variável.

^c Tamanho da família e número de crianças são controles em todas as especificações.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.A

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de suficiência da renda

Número de observações: 40.530								
Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a								
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,284								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 4]$	$\Delta Pr[y \leq 5]$
Renda corrente	0,385	-32,0	0,000	-7,2	-9,5	-3,2	-1,1	-0,1
Consumo não duráveis	0,240	-21,3	0,000	-4,5	-6,0	-2,0	-0,7	-0,1
Consumo duráveis	0,289	-25,1	0,000	-5,4	-7,2	-2,4	-0,8	-0,1
Mulher ^c	-0,307	35,9	0,000	6,2	7,5	2,2	0,8	0,1
Com cônjuge ^c	0,002	-0,2	0,949	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Área rural ^c	0,359	-30,2	0,000	-6,1	-9,0	-3,4	-1,2	-0,1
Idade: < 21	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	-0,136	14,6	0,111	2,1	3,4	1,4	0,5	0,1
Idade: 31-40	-0,264	30,2	0,000	4,6	6,6	2,4	0,9	0,1
Idade: 41-50	-0,310	36,3	0,000	6,3	7,5	2,2	0,8	0,1
Idade: 51-60	-0,095	10,0	0,002	2,1	2,2	0,6	0,2	0,0
Idade: > 60	0,275	-24,0	0,000	-5,8	-6,5	-1,8	-0,6	-0,1
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,113	-10,7	0,001	-2,3	-2,7	-0,8	-0,3	0,0
Educ.: até 4ª série	0,166	-15,3	0,000	-3,2	-4,1	-1,3	-0,4	0,0
Educ.: fundamental	0,068	-6,6	0,032	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Educ.: médio	0,062	-6,0	0,077	-1,1	-1,5	-0,6	-0,2	0,0
Educ.: superior	0,094	-9,0	0,049	-1,6	-2,3	-0,9	-0,3	0,0
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	-0,196	21,7	0,000	3,7	4,9	1,6	0,6	0,1
Cor: amarela	-0,195	21,5	0,172	3,7	4,8	1,6	0,6	0,1
Cor: parda	-0,091	9,5	0,000	1,7	2,3	0,8	0,3	0,0
Cor: indígena	-0,356	42,8	0,019	7,0	8,7	2,7	1,0	0,1
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: NO	0,178	-16,3	0,000	-2,9	-4,4	-1,8	-0,6	-0,1
Região: NE	-0,147	15,8	0,000	2,7	3,7	1,3	0,5	0,1
Região: CO	0,176	-16,1	0,000	-2,9	-4,4	-1,7	-0,6	-0,1
Região: SU	0,212	-19,1	0,000	-3,5	-5,3	-2,1	-0,8	-0,1
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-0,022	2,2	0,644	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Religião: evangélica	-0,089	9,3	0,003	1,7	2,2	0,7	0,2	0,0
Religião: espírita	-0,282	32,6	0,001	5,7	6,9	2,1	0,7	0,1
Religião: outras	-0,124	13,2	0,130	2,4	3,1	1,0	0,3	0,0

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.530								
Variável dependente (y): indicador de suficiência da renda reportado pela família ^a								
Especificação XXI/Pseudo-R ² : 0,284								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 3]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 5]$
Com plano de saúde ^c	0,070	-6,8	0,016	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Com acesso a crédito ^c	0,058	-5,6	0,027	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	0,121	-11,4	0,000	-2,2	-3,0	-1,0	-0,4	0,0
Residência alugada ^c	-0,170	18,5	0,000	3,3	4,2	1,3	0,5	0,1
Com automóvel ^c	0,179	-16,4	0,000	-3,2	-4,5	-1,6	-0,6	-0,1
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,221	24,7	0,000	4,4	5,4	1,7	0,6	0,1
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,159	17,2	0,000	2,9	4,0	1,4	0,5	0,1
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,022	2,2	0,519	0,4	0,5	0,2	0,1	0,0
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,103	10,8	0,109	2,0	2,5	0,8	0,3	0,0
Fonte de renda: temporário rural	-0,201	22,3	0,001	4,0	4,9	1,5	0,5	0,1
Fonte de renda: empregador	0,317	-27,2	0,000	-5,5	-7,9	-3,0	-1,1	-0,1
Fonte de renda: conta-própria	-0,002	0,2	0,940	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Fonte de renda: subsistência	-0,303	35,4	0,040	6,1	7,4	2,2	0,8	0,1
Fonte de renda: renda financeira	-0,244	27,6	0,533	4,9	6,0	1,8	0,6	0,1
Fonte de renda: aposentadoria	-0,230	25,9	0,000	4,6	5,6	1,7	0,6	0,1
Fonte de renda: transferências	-0,081	8,4	0,508	1,6	2,0	0,6	0,2	0,0
Fonte de renda: aluguel	0,242	-21,5	0,007	-4,3	-6,0	-2,2	-0,8	-0,1
Fonte de renda: outras	0,042	-4,1	0,524	-0,8	-1,0	-0,4	-0,1	0,0
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,335	-28,5	0,000	-7,1	-8,0	-2,2	-0,8	-0,1
Tamanho da família: 3	0,073	-7,0	0,031	-1,4	-1,8	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: 4	0,017	-1,7	0,579	-0,3	-0,4	-0,1	0,0	0,0
Tamanho da família: 5	0,068	-6,6	0,033	-1,3	-1,7	-0,6	-0,2	0,0
Tamanho da família: > 5	-0,003	0,3	0,934	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	-0,016	1,6	0,565	0,3	0,4	0,1	0,0	0,0
Número de crianças: 2	-0,008	0,8	0,786	-2,0	-2,7	-0,9	-0,3	0,0
Número de crianças: > 2	-0,092	9,6	0,019	0,6	0,8	0,3	0,1	0,0

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 muita dificuldade; y = 2 dificuldade; y = 3 alguma dificuldade; y = 4 alguma facilidade; y = 5 facilidade; y = 6 muita facilidade^b Especificação XXI da tabela 4.A.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da *odds* (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.B

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de quantidade de alimento

Número de observações: 40.496					
Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,277					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$
Renda corrente	0,272	-23,8	0,000	-3,0	-6,7
Consumo não duráveis	0,197	-17,9	0,000	-2,1	-4,9
Consumo duráveis	0,302	-26,1	0,000	-3,3	-7,4
Mulher ^c	-0,081	8,4	0,025	0,9	2,0
Com cônjuge ^c	0,116	-11,0	0,002	-1,3	-2,8
Área rural ^c	0,276	-24,1	0,000	-2,7	-6,9
Idade: < 21		-	-	-	-
Idade: 21-30	0,048	-4,7	0,602	-0,5	-1,2
Idade: 31-40	-0,081	8,4	0,013	0,9	2,0
Idade: 41-50	-0,151	16,3	0,000	1,7	3,7
Idade: 51-60	-0,056	5,8	0,098	0,7	1,3
Idade: > 60	0,192	-17,5	0,000	-2,3	-4,7
Educ.: sem instrução		-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,096	-9,2	0,004	-1,2	-2,3
Educ.: até 4ª série	0,171	-15,7	0,000	-2,0	-4,2
Educ.: fundamental	0,120	-11,3	0,001	-1,2	-3,0
Educ.: médio	0,094	-9,0	0,022	-0,9	-2,3
Educ.: superior	0,359	-30,2	0,000	-2,9	-8,9
Cor: branca ^d		-	-	-	-
Cor: preta	-0,256	29,2	0,000	2,7	6,3
Cor: amarela	-0,063	6,5	0,720	0,6	1,6
Cor: parda	-0,178	19,5	0,000	1,8	4,4
Cor: indígena	-0,787	119,7	0,000	10,0	18,5
Região: SE ^d		-	-	-	-
Região: NO	-0,199	22,0	0,000	2,1	4,9
Região: NE	-0,146	15,7	0,000	1,5	3,6
Região: CO	0,481	-38,2	0,000	-3,9	-11,9
Região: SU	0,374	-31,2	0,000	-3,1	-9,3
Religião: católica ^d		-	-	-	-
Religião: protestante	-0,012	1,2	0,827	0,1	0,3
Religião: evangélica	-0,179	19,6	0,000	2,1	4,4
Religião: espírita	-0,072	7,5	0,504	0,8	1,8
Religião: outras	-0,238	26,9	0,010	2,8	5,8

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.496					
Variável dependente (y): indicador de suficiência da quantidade de alimento reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,277					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$
Com plano de saúde ^c	0,156	-14,4	0,000	-1,6	-3,9
Com acesso a crédito ^c	0,134	-12,5	0,000	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	0,053	-5,2	0,112	-0,6	-1,3
Residência alugada ^c	0,024	-2,4	0,460	-0,3	-0,6
Com automóvel ^c	0,284	-24,7	0,000	-2,8	-7,1
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,083	8,7	0,002	0,9	2,0
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,122	13,0	0,000	1,3	3,0
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,031	3,1	0,440	0,3	0,8
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,002	0,2	0,979	0,0	0,0
Fonte de renda: temporário rural	-0,084	8,8	0,176	0,9	2,1
Fonte de renda: empregador	0,581	-44,1	0,000	-5,1	-14,4
Fonte de renda: conta-própria	0,155	-14,4	0,000	-1,6	-3,8
Fonte de renda: subsistência	0,116	-11,0	0,407	-1,2	-2,9
Fonte de renda: renda financeira	0,136	-12,7	0,770	-1,4	-3,4
Fonte de renda: aposentadoria	-0,158	17,1	0,000	1,8	3,8
Fonte de renda: transferências	-0,029	2,9	0,818	0,3	0,7
Fonte de renda: aluguel	0,385	-32,0	0,001	-3,6	-9,6
Fonte de renda: outras	0,009	-0,9	0,900	-0,1	-0,2
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,125	-11,8	0,035	-1,4	-3,1
Tamanho da família: 3	-0,052	5,3	0,179	0,6	1,3
Tamanho da família: 4	0,030	-3,0	0,372	-0,3	-0,7
Tamanho da família: 5	0,048	-4,7	0,175	-0,5	-1,2
Tamanho da família: > 5	-0,086	9,0	0,021	0,9	2,1
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	-0,073	7,6	0,018	0,8	1,8
Número de crianças: 2	-0,061	6,3	0,066	0,7	1,5
Número de crianças: > 2	-0,059	6,1	0,147	0,7	1,4

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 normalmente não suficiente; y = 2 às vezes não suficiente; y = 3 sempre suficiente.^b Especificação XXI da tabela 4.B.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.C

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de qualidade do alimento

Número de observações: 40.499					
Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,251					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$
Renda corrente	0,282	-24,6	0,000	-3,9	-4,1
Consumo não duráveis	0,303	-26,1	0,000	-4,2	-4,4
Consumo duráveis	0,247	-21,9	0,000	-3,4	-3,6
Mulher ^c	-0,104	11,0	0,003	1,5	1,5
Com cônjuge ^c	0,060	-5,8	0,101	-0,8	-0,9
Área rural ^c	0,122	-11,5	0,000	-1,6	-1,8
Idade: < 21	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	-0,016	1,6	0,860	0,2	0,2
Idade: 31-40	-0,089	9,3	0,006	1,2	1,3
Idade: 41-50	-0,129	13,8	0,000	1,9	1,8
Idade: 51-60	-0,012	1,2	0,712	0,2	0,2
Idade: > 60	0,293	-25,4	0,000	-4,1	-4,3
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,125	-11,8	0,000	-1,9	-1,6
Educ.: até 4 ^a série	0,098	-9,3	0,001	-1,4	-1,4
Educ.: fundamental	0,103	-9,8	0,003	-1,4	-1,5
Educ.: médio	0,173	-15,9	0,000	-2,1	-2,8
Educ.: superior	0,134	-12,5	0,014	-1,5	-2,4
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-
Cor: preta	-0,179	19,6	0,000	2,5	2,6
Cor: amarela	-0,172	18,8	0,279	2,4	2,5
Cor: parda	-0,106	11,2	0,000	1,4	1,6
Cor: indígena	-0,330	39,1	0,039	4,8	4,6
Região: SE ^d	-	-	-	-	-
Região: NO	0,117	-11,0	0,002	-1,6	-1,7
Região: NE	0,083	-8,0	0,008	-1,2	-1,2
Região: CO	0,148	-13,8	0,000	-2,1	-2,1
Região: SU	0,105	-10,0	0,006	-1,5	-1,5
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-0,094	9,9	0,075	1,3	1,3
Religião: evangélica	-0,130	13,9	0,000	1,9	1,8
Religião: espírita	-0,155	16,8	0,088	2,3	2,1
Religião: outras	-0,099	10,4	0,275	1,4	1,4

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.499					
Variável dependente (y): indicador do tipo de alimento reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,251					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$
Com plano de saúde ^c	0,168	-15,5	0,000	-2,2	-2,6
Com acesso a crédito ^c	0,115	-10,9	0,000	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	0,015	-1,5	0,626	-0,2	-0,2
Residência alugada ^c	0,009	-0,9	0,758	-0,1	-0,1
Com automóvel ^c	0,257	-22,7	0,000	-3,3	-4,0
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,085	8,9	0,001	1,2	1,2
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,166	18,1	0,000	2,2	2,5
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,054	5,5	0,146	0,8	0,8
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,073	7,6	0,287	1,0	1,0
Fonte de renda: temporário rural	-0,162	17,6	0,012	2,4	2,2
Fonte de renda: empregador	0,602	-45,2	0,000	-6,8	-10,4
Fonte de renda: conta-própria	0,098	-9,3	0,000	-1,3	-1,5
Fonte de renda: subsistência	-0,237	26,7	0,107	3,6	3,2
Fonte de renda: renda financeira	-0,321	37,9	0,460	4,9	4,2
Fonte de renda: aposentadoria	-0,237	26,7	0,000	3,6	3,2
Fonte de renda: transferências	-0,209	23,2	0,108	3,1	2,8
Fonte de renda: aluguel	0,081	-7,8	0,410	-1,1	-1,2
Fonte de renda: outras	0,014	-1,4	0,848	-0,2	-0,2
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,062	-6,0	0,277	-0,9	-0,9
Tamanho da família: 3	-0,015	1,5	0,690	0,2	0,2
Tamanho da família: 4	0,006	-0,6	0,852	-0,1	-0,1
Tamanho da família: 5	0,046	-4,5	0,186	-0,6	-0,7
Tamanho da família: > 5	0,002	-0,2	0,965	0,0	0,0
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	0,040	-3,9	0,189	-0,5	-0,6
Número de crianças: 2	-0,023	2,3	0,490	0,3	0,3
Número de crianças: > 2	0,019	-1,9	0,652	-0,3	-0,3

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 raramente do tipo que quer; y = 2 nem sempre do tipo que quer; y = 3 sempre do tipo que quer.^b Especificação XXI da tabela 4.C.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.D

Modelo *logit* ordenado para indicador subjetivo de condições de moradia

Número de observações: 40.490					
Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,109					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$
Renda corrente	0,078	-7,5	0,000	-0,8	-1,9
Consumo não duráveis	0,076	-7,3	0,000	-0,8	-1,9
Consumo duráveis	0,338	-28,7	0,000	-3,6	-8,4
Mulher ^c	-0,043	4,4	0,208	0,5	1,1
Com cônjuge ^c	0,058	-5,6	0,099	-0,6	-1,4
Área rural ^c	0,111	-10,5	0,000	-1,1	-2,8
Idade: < 21	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	-0,022	2,2	0,798	0,2	0,5
Idade: 31-40	0,014	-1,4	0,656	-0,2	-0,3
Idade: 41-50	-0,081	8,4	0,005	0,9	2,0
Idade: 51-60	0,012	-1,2	0,699	-0,1	-0,3
Idade: > 60	0,148	-13,8	0,000	-1,6	-3,7
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	-0,016	1,6	0,635	0,2	0,4
Educ.: até 4 ^a série	0,029	-2,9	0,304	-0,3	-0,7
Educ.: fundamental	0,006	-0,6	0,860	-0,1	-0,1
Educ.: médio	0,081	-7,8	0,030	-0,8	-2,0
Educ.: superior	0,123	-11,6	0,028	-1,2	-3,1
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-
Cor: preta	-0,312	36,6	0,000	3,4	7,8
Cor: amarela	-0,075	7,8	0,629	0,7	1,9
Cor: parda	-0,148	16,0	0,000	1,5	3,7
Cor: indígena	-0,293	34,0	0,051	3,2	7,3
Região: SE ^d	-	-	-	-	-
Região: NO	-0,059	6,1	0,105	0,7	1,5
Região: NE	0,061	-5,9	0,041	-0,7	-1,5
Região: CO	0,027	-2,7	0,427	-0,3	-0,7
Região: SU	0,124	-11,7	0,001	-1,3	-3,1
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-0,073	7,6	0,156	0,8	1,8
Religião: evangélica	-0,135	14,5	0,000	1,5	3,4
Religião: espírita	0,000	0,0	0,995	0,0	0,0
Religião: outras	-0,186	20,4	0,031	2,1	4,6

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.490					
Variável dependente (y): indicador de condições de moradia reportado pela família ^a					
Especificação XXI ^b /Pseudo- R^2 : 0,109					
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$
Com plano de saúde ^c	0,139	-13,0	0,000	-1,4	-3,5
Com acesso a crédito ^c	0,014	-1,4	0,603	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	-0,018	1,8	0,550	0,2	0,4
Residência alugada ^c	-0,344	41,1	0,000	4,2	8,5
Com automóvel ^c	0,193	-17,6	0,000	-1,9	-4,8
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,091	9,5	0,000	1,0	2,3
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,063	6,5	0,009	0,7	1,6
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,056	5,8	0,126	0,6	1,4
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,158	17,1	0,014	1,8	3,9
Fonte de renda: temporário rural	-0,107	11,3	0,075	1,2	2,7
Fonte de renda: empregador	0,086	-8,2	0,141	-0,9	-2,1
Fonte de renda: conta-própria	-0,107	11,3	0,000	1,2	2,7
Fonte de renda: subsistência	-0,265	30,3	0,054	3,2	6,6
Fonte de renda: renda financeira	0,418	-34,2	0,344	-3,8	-10,3
Fonte de renda: aposentadoria	-0,054	5,5	0,187	0,6	1,3
Fonte de renda: transferências	-0,141	15,1	0,250	1,6	3,5
Fonte de renda: aluguel	0,003	-0,3	0,972	0,0	-0,1
Fonte de renda: outras	-0,087	9,1	0,194	1,0	2,2
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,293	-25,4	0,000	-3,8	-7,2
Tamanho da família: 3	0,069	-6,7	0,054	-0,8	-1,7
Tamanho da família: 4	0,035	-3,4	0,271	-0,4	-0,9
Tamanho da família: 5	0,086	-8,2	0,010	-0,9	-2,1
Tamanho da família: > 5	0,019	-1,9	0,609	-0,2	-0,5
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	-0,022	2,2	0,455	0,2	0,5
Número de crianças: 2	-0,010	1,0	0,761	0,1	0,2
Número de crianças: > 2	-0,135	14,5	0,001	1,6	3,4

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a y = 1 ruins; y = 2 satisfatórias; y = 3 boas.^b Especificação XXI da tabela 4.D.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice y \leq t.

TABELA 5.E

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de condições de moradia

Número de observações: 40.455									
Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a									
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,168									
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 3]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 5]$
Renda corrente	-0,115	12,2	0,000	1,7	2,8	2,5	1,5	0,6	0,0
Consumo não duráveis	-0,114	12,1	0,000	1,7	2,8	2,5	1,5	0,6	0,0
Consumo duráveis	-0,278	32,0	0,000	4,2	6,8	6,2	3,7	1,5	0,0
Mulher ^c	0,238	-21,2	0,000	-3,3	-5,7	-5,5	-3,5	-1,4	-1,2
Com cônjuge ^c	-0,017	1,7	0,601	0,3	0,4	0,4	0,2	0,1	0,1
Área rural ^c	-0,315	37,0	0,000	5,2	7,8	6,6	3,8	1,5	1,2
Idade: < 21	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	-0,106	11,2	0,195	1,5	2,6	2,4	1,5	0,6	0,5
Idade: 31-40	-0,046	4,7	0,103	0,7	1,1	1,0	0,6	0,3	0,2
Idade: 41-50	0,012	-1,2	0,662	-0,2	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	-0,1
Idade: 51-60	0,000	0,0	0,990	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Idade: > 60	-0,182	20,0	0,000	2,9	4,5	3,9	2,3	0,9	0,8
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	-0,097	10,2	0,002	1,3	2,3	2,3	1,5	0,6	0,5
Educ.: até 4 ^a série	-0,135	14,5	0,000	1,9	3,3	3,1	1,9	0,8	0,6
Educ.: fundamental	-0,013	1,3	0,675	0,2	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1
Educ.: médio	-0,169	18,4	0,000	2,7	4,2	3,6	2,1	0,8	0,7
Educ.: superior	-0,034	3,5	0,483	0,6	0,8	0,7	0,4	0,2	0,1
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	0,310	-26,7	0,000	-4,9	-7,7	-6,7	-3,9	-1,6	-1,3
Cor: amarela	0,227	-20,3	0,103	-3,7	-5,6	-4,8	-2,8	-1,1	-0,9
Cor: parda	0,235	-20,9	0,000	-3,8	-5,8	-5,0	-2,9	-1,2	-0,9
Cor: indígena	0,620	-46,2	0,000	-8,9	-15,0	-14,0	-8,8	-3,7	-3,0
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: NO	0,206	-18,6	0,000	-3,1	-5,1	-4,5	-2,8	-1,1	-0,9
Região: NE	0,109	-10,3	0,000	-1,7	-2,7	-2,4	-1,4	-0,6	-0,5
Região: CO	-0,084	8,8	0,006	1,4	2,1	1,8	1,0	0,4	0,3
Região: SU	0,041	-4,0	0,220	-0,7	-1,0	-0,9	-0,5	-0,2	-0,2
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	0,055	-5,4	0,238	-0,8	-1,3	-1,2	-0,8	-0,3	-0,3
Religião: evangélica	0,128	-12,0	0,000	-1,9	-3,1	-2,9	-1,8	-0,7	-0,6
Religião: espírita	0,095	-9,1	0,238	-1,4	-2,3	-2,1	-1,3	-0,5	-0,4
Religião: outras	0,205	-18,5	0,010	-2,9	-5,0	-4,7	-2,9	-1,2	-1,0

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.455									
Variável dependente (y): número de problemas na moradia reportado pela família ^a									
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,168									
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta \text{Pr}[y \leq 0]$	$\Delta \text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta \text{Pr}[y \leq 2]$	$\Delta \text{Pr}[y \leq 3]$	$\Delta \text{Pr}[y \leq 4]$	$\Delta \text{Pr}[y \leq 5]$
Com plano de saúde ^c	-0,091	9,5	0,002	1,4	2,2	2,0	1,2	0,5	0,4
Com acesso a crédito ^c	-0,065	6,7	0,010	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	0,074	-7,1	0,006	-1,1	-1,8	-1,7	-1,0	-0,4	-0,3
Residência alugada ^c	0,064	-6,2	0,019	-0,9	-1,6	-1,4	-0,9	-0,4	-0,3
Com automóvel ^c	-0,253	28,8	0,000	4,1	6,3	5,3	3,1	1,2	1,0
Fonte adicional de renda (PR) ^c	0,138	-12,9	0,000	-2,0	-3,4	-3,1	-1,9	-0,8	-0,7
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	0,112	-10,6	0,000	-1,7	-2,8	-2,4	-1,4	-0,6	-0,5
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	0,016	-1,6	0,634	-0,2	-0,4	-0,4	-0,2	-0,1	-0,1
Fonte de renda: emp. doméstico	0,172	-15,8	0,004	-2,5	-4,2	-3,9	-2,4	-1,0	-0,8
Fonte de renda: temporário rural	0,140	-13,1	0,013	-2,0	-3,4	-3,2	-2,0	-0,8	-0,7
Fonte de renda: empregador	-0,298	34,7	0,000	4,9	7,4	6,2	3,6	1,4	1,2
Fonte de renda: conta-própria	-0,014	1,4	0,572	0,2	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1
Fonte de renda: subsistência	-0,057	5,9	0,660	0,9	1,4	1,2	0,8	0,3	0,2
Fonte de renda: renda financeira	0,763	-53,4	0,044	-8,9	-17,1	-18,4	-13,0	-5,9	-4,7
Fonte de renda: aposentadoria	0,059	-5,7	0,116	-0,9	-1,4	-1,3	-0,8	-0,3	-0,3
Fonte de renda: transferências	0,139	-13,0	0,223	-2,0	-3,4	-3,1	-2,0	-0,8	-0,7
Fonte de renda: aluguel	-0,209	23,2	0,018	3,4	5,2	4,5	2,6	1,0	0,8
Fonte de renda: outras	0,095	-9,1	0,127	-1,4	-2,3	-2,1	-1,3	-0,5	-0,4
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	-0,148	16,0	0,003	2,1	3,6	3,4	2,1	0,9	0,7
Tamanho da família: 3	0,021	-2,1	0,514	-0,3	-0,5	-0,5	-0,3	-0,1	-0,1
Tamanho da família: 4	-0,049	5,0	0,091	0,7	1,2	1,1	0,7	0,3	0,2
Tamanho da família: 5	-0,013	1,3	0,678	0,2	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1
Tamanho da família: > 5	0,115	-10,9	0,001	-1,7	-2,8	-2,6	-1,6	-0,7	-0,5
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	0,063	-6,1	0,018	-0,9	-1,5	-1,4	-0,9	-0,4	-0,3
Número de crianças: 2	0,026	-2,6	0,375	-0,4	-0,7	-0,7	-0,4	-0,2	-0,1
Número de crianças: > 2	0,095	-9,1	0,010	-1,8	-3,3	-3,2	-2,0	-0,9	-0,7

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Problema de moradia ocorre nos seguintes casos: (1) pouco espaço; (2) rua ou vizinhos barulhentos; (3) casa escura; (4) telhado com goteiras; (5) fundação, paredes ou chão úmidos; (6) madeira das janelas, portas ou assoalhos deteriorados ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$).

^b Especificação XXI da tabela 4.E.

^c Variável binária.

^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da *odds* (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.F

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de ocorrência de estresse financeiro

Número de observações: 40.037 Variável dependente (y): indicador de estresse financeiro reportado pela família ^a Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,154				
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$
Renda corrente	-0,077	8,0	0,000	1,6
Consumo não duráveis	0,135	-12,6	0,000	-2,9
Consumo duráveis	-0,120	12,7	0,000	2,5
Mulher ^c	0,252	-22,3	0,000	-5,1
Com cônjuge ^c	-0,067	6,9	0,088	1,4
Área rural ^c	-1,013	175,4	0,000	24,2
Idade: < 21	-	-	-	-
Idade: 21-30	0,230	-20,5	0,019	-5,0
Idade: 31-40	-0,022	2,2	0,527	0,5
Idade: 41-50	-0,126	13,4	0,000	2,7
Idade: 51-60	-0,125	13,3	0,000	2,8
Idade: > 60	-0,432	54,0	0,000	10,4
Educ.: sem instrução	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,122	-11,5	0,001	-2,8
Educ.: até 4 ^a série	0,123	-11,6	0,000	-2,7
Educ.: fundamental	0,082	-7,9	0,028	-1,7
Educ.: médio	-0,101	10,6	0,014	2,1
Educ.: superior	-0,438	55,0	0,000	10,0
Cor: branca ^d	-	-	-	-
Cor: preta	0,300	-25,9	0,000	-6,6
Cor: amarela	0,032	-3,1	0,848	-0,7
Cor: parda	0,231	-20,6	0,000	-5,1
Cor: indígena	-0,119	12,6	0,479	2,8
Região: SE ^d	-	-	-	-
Região: NO	-0,101	10,6	0,013	2,3
Região: NE	0,088	-8,4	0,008	-1,9
Região: CO	-0,040	4,1	0,271	0,9
Região: SU	-0,204	22,6	0,000	4,6
Religião: católica ^d	-	-	-	-
Religião: protestante	0,030	-3,0	0,587	-0,6
Religião: evangélica	0,256	-22,6	0,000	-5,1
Religião: espírita	0,088	-8,4	0,349	-1,8
Religião: outras	0,185	-16,9	0,051	-3,8

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.037				
Variável dependente (y): indicador de estresse financeiro reportado pela família ^a				
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,154				
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta \text{Pr}[y = 0]$
Com plano de saúde ^c	-0,246	27,9	0,000	5,5
Com acesso a crédito ^c	0,101	-9,6	0,001	0,0
Com riqueza financeira ^c	-0,081	8,4	0,011	1,7
Residência alugada ^c	0,088	-8,4	0,006	-1,8
Com automóvel ^c	-0,308	36,1	0,000	6,9
Fonte adicional de renda (PR) ^c	0,186	-17,0	0,000	-3,8
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	0,113	-10,7	0,000	-2,4
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,038	3,9	0,332	0,8
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,136	14,6	0,065	3,0
Fonte de renda: temporário rural	-0,175	19,1	0,010	3,8
Fonte de renda: empregador	-0,129	13,8	0,030	2,8
Fonte de renda: conta-própria	0,007	-0,7	0,800	-0,1
Fonte de renda: subsistência	-0,158	17,1	0,315	3,5
Fonte de renda: renda financeira	-0,473	60,5	0,307	10,8
Fonte de renda: aposentadoria	-0,169	18,4	0,000	3,7
Fonte de renda: transferências	-0,037	3,8	0,793	0,8
Fonte de renda: aluguel	0,037	-3,6	0,720	-0,8
Fonte de renda: outras	-0,094	9,9	0,213	2,0
Tamanho da família: 1	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,112	-10,6	0,060	-2,7
Tamanho da família: 3	0,175	-16,1	0,000	-4,0
Tamanho da família: 4	0,173	-15,9	0,000	-3,8
Tamanho da família: 5	0,164	-15,1	0,000	-3,4
Tamanho da família: > 5	0,102	-9,7	0,013	-2,0
Número de crianças: 0	-	-	-	-
Número de crianças: 1	0,146	-13,6	0,000	-3,0
Número de crianças: 2	0,022	-2,2	0,530	-0,4
Número de crianças: > 2	-0,037	0,0	0,409	0,7

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 1$ no caso de estresse financeiro; $y = 0$ caso contrário. Estresse financeiro ocorre no caso de atraso de pagamento de aluguel, serviços ou prestações.^b Especificação XXI da tabela 4.F.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

 $\Delta \text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.G

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo de nível de estresse financeiro

Número de observações: 40.037						
Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a						
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,141						
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 0]$	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$
Renda corrente	-0,060	6,2	0,000	1,3	1,3	0,3
Consumo não duráveis	0,147	-13,7	0,000	-3,2	-3,3	-0,7
Consumo duráveis	-0,121	12,9	0,000	2,6	2,7	0,5
Mulher ^c	0,249	-22,0	0,000	-5,2	-5,8	-1,3
Com cônjuge ^c	-0,026	2,6	0,453	0,6	0,6	0,1
Área rural ^c	-0,970	163,8	0,000	23,4	17,7	2,9
Idade: < 21	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	0,261	-23,0	0,003	2,1	-5,6	-1,1
Idade: 31-40	-0,015	1,5	0,614	4,6	0,3	0,1
Idade: 41-50	-0,106	11,2	0,000	6,3	2,3	0,5
Idade: 51-60	-0,146	15,7	0,000	2,1	3,1	0,6
Idade: > 60	-0,416	51,6	0,000	-5,8	7,7	1,2
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,123	-11,6	0,000	-2,3	-2,6	-0,5
Educ.: até 4ª série	0,119	-11,2	0,000	-3,2	-2,6	-0,5
Educ.: fundamental	0,094	-9,0	0,004	-1,3	-2,1	-0,4
Educ.: médio	-0,059	6,1	0,102	-1,1	1,4	0,3
Educ.: superior	-0,463	58,9	0,000	-1,6	9,7	1,8
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	0,319	-27,3	0,000	3,7	-7,1	-1,4
Cor: amarela	-0,099	10,4	0,522	3,7	2,0	0,4
Cor: parda	0,208	-18,8	0,000	1,7	-4,5	-0,9
Cor: indígena	0,025	-2,5	0,869	7,0	-0,5	-0,1
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-
Região: NO	-0,159	17,2	0,000	-2,9	3,4	0,6
Região: NE	0,057	-5,5	0,055	2,7	-1,3	-0,3
Região: CO	-0,055	5,7	0,099	-2,9	1,2	0,2
Região: SU	-0,201	22,3	0,000	-3,5	4,3	0,8
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	0,022	-2,2	0,665	0,4	-0,5	-0,1
Religião: evangélica	0,217	-19,5	0,000	1,7	-5,0	-1,1
Religião: espírita	0,154	-14,3	0,071	5,7	-3,5	-0,7
Religião: outras	0,218	-19,6	0,009	2,4	-5,1	-1,1

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.037						
Variável dependente (y): número de casos de estresse financeiro reportado pela família ^a						
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,141						
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$
Com plano de saúde ^c	-0,232	26,1	0,000	5,2	5,0	0,9
Com acesso a crédito ^c	0,114	-10,8	0,000	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	-0,092	9,6	0,001	2,0	2,0	0,4
Residência alugada ^c	0,362	-30,4	0,000	-7,3	-8,5	-1,9
Com automóvel ^c	-0,276	31,8	0,000	6,3	5,9	1,1
Fonte adicional de renda (PR) ^c	0,154	-14,3	0,000	-3,3	-3,5	-0,7
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	0,108	-10,2	0,000	-2,4	-2,4	-0,5
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,051	5,2	0,143	1,1	1,1	0,2
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,147	15,8	0,021	3,3	3,2	0,6
Fonte de renda: temporário rural	-0,149	16,1	0,018	3,3	3,3	0,6
Fonte de renda: empregador	-0,114	12,1	0,037	2,5	2,5	0,5
Fonte de renda: conta-própria	0,014	-1,4	0,587	-0,3	-0,3	-0,1
Fonte de renda: subsistência	-0,142	15,3	0,335	3,2	3,1	0,6
Fonte de renda: renda financeira	-0,432	54,0	0,320	10,0	9,0	1,6
Fonte de renda: aposentadoria	-0,149	16,1	0,000	3,3	3,3	0,6
Fonte de renda: transferências	-0,144	15,5	0,238	3,2	3,2	0,6
Fonte de renda: aluguel	-0,077	8,0	0,423	1,7	1,7	0,3
Fonte de renda: outras	-0,084	8,8	0,204	1,9	1,9	0,4
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,101	-9,6	0,067	-2,4	-1,9	-0,3
Tamanho da família: 3	0,174	-16,0	0,000	-4,1	-3,5	-0,6
Tamanho da família: 4	0,178	-16,3	0,000	-4,0	-3,9	-0,7
Tamanho da família: 5	0,137	-12,8	0,000	-2,9	-3,1	-0,7
Tamanho da família: > 5	0,091	-8,7	0,011	-1,8	-2,2	-0,5
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	0,155	-14,4	0,000	-3,3	-3,6	-0,8
Número de crianças: 2	0,013	-1,3	0,681	-0,3	-0,3	-0,1
Número de crianças: > 2	-0,031	3,1	0,432	0,6	0,7	0,2

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Estresse financeiro ocorre em um dos três casos de atraso de pagamento: aluguel; serviços; prestações ($y = 0, 1, 2, 3$).^b Especificação XXI da tabela 4.G.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da *odds* (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da *odds* de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.H

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo restrito de provisão de serviços públicos

Número de observações: 40.389								
Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a								
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,535								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 0]$	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 2]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 4]$
Renda corrente	0,088	-8,4	0,000	0,0	-0,2	-0,4	-0,9	-2,1
Consumo não duráveis	0,129	-12,1	0,000	-0,1	-0,2	-0,6	-1,4	-3,0
Consumo duráveis	0,361	-30,3	0,000	-0,1	-0,7	-1,7	-3,9	-8,4
Mulher ^c	0,233	-20,8	0,000	-0,1	-0,4	-1,0	-2,3	-5,3
Com cônjuge ^c	-0,124	13,2	0,002	0,0	0,2	0,6	1,3	2,9
Área rural ^c	-3,347	2741,7	0,000	9,9	33,6	54,8	67,6	57,1
Idade: < 21	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	0,307	-26,4	0,001	2,1	-0,8	-1,9	-4,1	-7,6
Idade: 31-40	0,160	-14,8	0,000	4,6	-0,3	-0,8	-1,8	-3,8
Idade: 41-50	0,045	-4,4	0,163	6,3	-0,1	-0,2	-0,5	-1,0
Idade: 51-60	0,007	-0,7	0,853	2,1	0,0	0,0	-0,1	-0,2
Idade: > 60	0,036	-3,5	0,405	-5,8	-0,1	-0,2	-0,4	-0,8
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,208	-18,8	0,000	-2,3	-0,5	-1,3	-2,9	-5,2
Educ.: até 4ª série	0,247	-21,9	0,000	-3,2	-0,5	-1,3	-2,9	-5,9
Educ.: fundamental	0,197	-17,9	0,000	-1,3	-0,3	-0,9	-2,0	-4,5
Educ.: médio	0,217	-19,5	0,000	-1,1	-0,3	-0,8	-1,8	-4,6
Educ.: superior	0,214	-19,3	0,007	-1,6	-0,2	-0,6	-1,5	-4,1
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	-0,080	8,3	0,078	3,7	0,2	0,4	0,9	1,9
Cor: amarela	-0,076	7,9	0,664	3,7	0,1	0,4	0,8	1,8
Cor: parda	-0,002	0,2	0,925	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0
Cor: indígena	0,169	-15,5	0,295	7,0	-0,3	-0,7	-1,7	-3,9
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: NO	-1,630	410,4	0,000	-2,9	5,0	11,8	23,7	38,6
Região: NE	-0,393	48,1	0,000	2,7	0,6	1,6	3,6	8,7
Região: CO	-1,078	193,9	0,000	-2,9	2,4	6,0	13,0	25,5
Região: SU	-0,342	40,8	0,000	-3,5	0,5	1,3	3,1	7,5
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-0,128	13,7	0,026	0,4	0,3	0,6	1,4	3,0
Religião: evangélica	0,044	-4,3	0,192	1,7	-0,1	-0,2	-0,5	-1,0
Religião: espírita	0,447	-36,0	0,001	5,7	-0,7	-1,7	-4,0	-9,7
Religião: outras	0,269	-23,6	0,010	2,4	-0,4	-1,1	-2,6	-6,0

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.389								
Variável dependente (y): número de serviços públicos disponíveis reportado pela família ^a								
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,535								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta\text{Pr}[y \leq 0]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 1]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 2]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 3]$	$\Delta\text{Pr}[y \leq 4]$
Com plano de saúde ^c	0,224	-20,1	0,000	-0,1	-0,4	-1,0	-2,2	-5,1
Com acesso a crédito ^c	0,271	-23,7	0,000	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	-0,049	5,0	0,172	0,0	0,1	0,2	0,5	1,2
Residência alugada ^c	0,798	-55,0	0,000	-0,2	-1,0	-2,7	-6,3	-16,2
Com automóvel ^c	-0,022	2,2	0,491	0,0	0,0	0,1	0,2	0,5
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,301	35,1	0,000	0,1	0,6	1,6	3,6	7,3
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,022	2,2	0,405	0,0	0,0	0,1	0,2	0,5
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,067	6,9	0,120	0,0	0,1	0,3	0,7	1,6
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,218	24,4	0,002	0,1	0,5	1,1	2,5	5,2
Fonte de renda: temporário rural	-0,319	37,6	0,000	0,2	0,7	1,7	3,8	7,7
Fonte de renda: empregador	-0,392	48,0	0,000	0,2	0,9	2,2	4,8	9,5
Fonte de renda: conta-própria	-0,285	33,0	0,000	0,1	0,6	1,5	3,4	6,9
Fonte de renda: subsistência	-0,406	50,1	0,003	0,2	0,9	2,3	5,0	9,9
Fonte de renda: renda financeira	-0,487	62,7	0,278	0,3	1,2	2,9	6,2	11,9
Fonte de renda: aposentadoria	-0,215	24,0	0,000	0,1	0,4	1,1	2,5	5,1
Fonte de renda: transferências	-0,283	32,7	0,038	0,1	0,6	1,5	3,4	6,8
Fonte de renda: aluguel	0,104	-9,9	0,370	0,0	-0,2	-0,5	-1,1	-2,4
Fonte de renda: outras	0,061	-5,9	0,420	0,0	-0,1	-0,3	-0,6	-1,4
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,316	-27,1	0,000	0,0	-0,1	-0,2	-0,5	-1,0
Tamanho da família: 3	0,272	-23,8	0,000	-0,1	-0,3	-0,9	-1,9	-3,9
Tamanho da família: 4	0,176	-16,1	0,000	0,0	-0,2	-0,4	-1,0	-2,1
Tamanho da família: 5	0,089	-8,5	0,015	0,0	0,1	0,2	0,5	1,1
Tamanho da família: > 5	0,214	-19,3	0,000	0,1	0,3	0,7	1,6	3,3
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	-0,067	6,9	0,039	0,0	-0,2	-0,4	-0,9	-2,1
Número de crianças: 2	-0,059	6,1	0,093	0,0	0,1	0,3	0,8	1,8
Número de crianças: > 2	-0,100	10,5	0,017	0,1	0,5	1,2	2,8	5,8

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a Lista dos cinco serviços públicos listados no questionário: serviço de água; coleta de lixo; iluminação de rua; drenagem/ escoamento de água de chuva; fornecimento de energia elétrica ($y = 0, 1, 2, 3, 4, 5$).^b Especificação XXI da tabela 4.H.^c Variável binária.^d Categoria de referência.Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência. $\Delta\text{Pr}[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TABELA 5.I

Modelo *logit* ordenado para indicador objetivo ampliado de provisão de serviços públicos

Número de observações: 40.389								
Variável dependente (y): índice de provisão de serviços públicos reportado pela família ^a								
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,475								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 5]$	$\Delta Pr[y \leq 7]$	$\Delta Pr[y \leq 9]$
Renda corrente	0,069	-6,7	0,000	-0,1	-0,2	-0,7	-1,5	-1,2
Consumo não duráveis	0,062	-6,0	0,000	0,0	-0,2	-0,6	-1,4	-1,1
Consumo duráveis	0,278	-24,3	0,000	-0,2	-1,0	-2,8	-6,2	-5,0
Mulher ^c	0,091	-8,7	0,004	-0,1	-0,3	-0,9	-2,0	-1,7
Com cônjuge ^c	-0,109	11,5	0,001	0,1	0,4	1,1	2,4	2,0
Área rural ^c	-3,103	2126,5	0,000	14,6	42,3	62,8	58,4	21,9
Idade: < 21	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade: 21-30	0,234	-20,9	0,004	2,1	-1,1	-2,9	-5,6	-3,5
Idade: 31-40	0,175	-16,1	0,000	4,6	-0,7	-1,9	-4,0	-3,0
Idade: 41-50	0,070	-6,8	0,009	6,3	-0,2	-0,7	-1,5	-1,3
Idade: 51-60	0,044	-4,3	0,137	2,1	-0,1	-0,4	-0,9	-0,8
Idade: > 60	0,117	-11,0	0,001	-5,8	-0,4	-1,0	-2,4	-2,3
Educ.: sem instrução	-	-	-	-	-	-	-	-
Educ.: baixa instrução	0,207	-18,7	0,000	-2,3	-1,0	-2,7	-5,0	-3,1
Educ.: até 4ª série	0,212	-19,1	0,000	-3,2	-0,8	-2,3	-4,9	-3,6
Educ.: fundamental	0,106	-10,1	0,001	-1,3	-0,4	-1,0	-2,3	-1,9
Educ.: médio	0,079	-7,6	0,022	-1,1	-0,2	-0,7	-1,7	-1,5
Educ.: superior	0,018	-1,8	0,721	-1,6	-0,1	-0,2	-0,4	-0,4
Cor: branca ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Cor: preta	-0,123	13,1	0,002	3,7	0,4	1,2	2,7	2,2
Cor: amarela	-0,215	24,0	0,124	3,7	0,8	2,3	4,8	3,7
Cor: parda	-0,061	6,3	0,003	1,7	0,2	0,6	1,3	1,1
Cor: indígena	-0,152	16,4	0,287	7,0	0,5	1,6	3,4	2,7
Região: SE ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Região: NO	-1,587	388,9	0,000	-2,9	7,6	19,8	36,1	24,8
Região: NE	-0,553	73,8	0,000	2,7	1,5	4,5	11,0	11,2
Região: CO	-0,920	150,9	0,000	-2,9	3,1	8,8	19,6	17,1
Região: SU	-0,377	45,8	0,000	-3,5	1,0	2,9	7,2	8,0
Religião: católica ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Religião: protestante	-0,043	4,4	0,359	0,4	0,2	0,4	1,0	0,8
Religião: evangélica	0,007	-0,7	0,802	1,7	0,0	-0,1	-0,2	-0,1
Religião: espírita	0,059	-5,7	0,474	5,7	-0,2	-0,6	-1,3	-1,1
Religião: outras	0,077	-7,4	0,340	2,4	-0,3	-0,8	-1,7	-1,4

(Continua)

(Continuação)

Número de observações: 40.389								
Variável dependente (y): índice de provisão de serviços públicos reportado pela família ^a								
Especificação XXI ^b /Pseudo-R ² : 0,475								
	Coefficiente	Odds	Valor-p	$\Delta Pr[y \leq 1]$	$\Delta Pr[y \leq 3]$	$\Delta Pr[y \leq 5]$	$\Delta Pr[y \leq 7]$	$\Delta Pr[y \leq 9]$
Com plano de saúde ^c	0,107	-10,1	0,000	-0,1	-0,4	-1,0	-2,2	-5,1
Com acesso a crédito ^c	0,177	-16,2	0,000	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Com riqueza financeira ^c	-0,062	6,4	0,022	0,1	0,2	0,6	1,4	1,1
Residência alugada ^c	0,585	-44,3	0,000	-0,4	-1,6	-4,7	-11,6	-12,0
Com automóvel ^c	0,015	-1,5	0,575	0,0	-0,1	-0,2	-0,3	-0,3
Fonte adicional de renda (PR) ^c	-0,282	32,6	0,000	0,3	1,1	3,2	6,5	4,7
Fonte adicional de renda (além PR) ^c	-0,015	1,5	0,503	0,0	0,1	0,2	0,3	0,3
Fonte de renda: emp. privado ^d	-	-	-	-	-	-	-	-
Fonte de renda: emp. público	-0,034	3,5	0,308	0,0	0,1	0,3	0,8	0,6
Fonte de renda: emp. doméstico	-0,163	17,7	0,007	0,1	0,6	1,8	3,7	2,8
Fonte de renda: temporário rural	-0,317	37,3	0,000	0,3	1,3	3,6	7,4	5,2
Fonte de renda: empregador	-0,293	34,0	0,000	0,3	1,2	3,3	6,8	4,8
Fonte de renda: conta-própria	-0,226	25,4	0,000	0,2	0,9	2,5	5,2	3,8
Fonte de renda: subsistência	-0,301	35,1	0,021	0,3	1,2	3,4	7,0	4,9
Fonte de renda: renda financeira	0,180	-16,5	0,644	-0,1	-0,6	-1,7	-3,9	-3,4
Fonte de renda: aposentadoria	-0,154	16,6	0,000	0,1	0,6	1,7	3,5	2,6
Fonte de renda: transferências	-0,158	17,1	0,171	0,1	0,6	1,7	3,6	2,7
Fonte de renda: aluguel	0,101	-9,6	0,261	-0,1	-0,3	-1,0	-2,2	-1,9
Fonte de renda: outras	0,004	-0,4	0,955	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1
Tamanho da família: 1	-	-	-	-	-	-	-	-
Tamanho da família: 2	0,224	-20,1	0,000	0,0	-0,1	-0,3	-0,7	-0,4
Tamanho da família: 3	0,210	-18,9	0,000	-0,1	-0,6	-1,6	-3,3	-2,3
Tamanho da família: 4	0,109	-10,3	0,000	-0,1	-0,3	-0,8	-1,7	-1,3
Tamanho da família: 5	0,059	-5,7	0,056	0,0	0,2	0,5	1,1	0,9
Tamanho da família: > 5	0,140	-13,1	0,000	0,1	0,5	1,4	2,9	2,1
Número de crianças: 0	-	-	-	-	-	-	-	-
Número de crianças: 1	-0,060	6,2	0,025	0,0	-0,1	-0,3	-0,6	-0,5
Número de crianças: 2	-0,041	4,2	0,161	0,1	0,2	0,7	1,5	1,2
Número de crianças: > 2	-0,102	10,7	0,006	0,2	1,0	2,8	5,7	4,0

Fonte: POF de 2002-2003.

Obs.: ^a $y = 2 * A + B$, com $A + B + C = 6$, onde A, B e C são os números de serviços públicos avaliados como bom, satisfatório e ruim, respectivamente. Os serviços avaliados são água, coleta de lixo, iluminação de rua, drenagem/escoamento de água de chuva e fornecimento de energia elétrica ($y = 0, 1, 2, \dots, 9, 10$).

^b Especificação XXI da tabela 4.I.^c Variável binária.^d Categoria de referência.

Odds: taxa de variação da odds (%). Para as variáveis categóricas ordinais (tamanho família, número de crianças), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria imediatamente anterior. Para as variáveis categóricas nominais (fonte de renda), a taxa de variação da odds de uma categoria é calculada em relação à categoria de referência.

$\Delta Pr[y \leq t]$: variação (em pontos percentuais) da probabilidade de a família reportar índice $y \leq t$.

TAXA DE POUPANÇA E CONSUMO NO CICLO DA VIDA DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS: EVIDÊNCIA MICROECONÔMICA¹

Marcos Antonio Coutinho da Silveira²
Ajax Moreira³

1 INTRODUÇÃO

A pesquisa proposta neste estudo objetiva testar as implicações da hipótese do ciclo da vida/renda permanente para o comportamento da taxa de poupança das famílias brasileiras. A pesquisa faz uso da base de dados microeconômicos produzida pela Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008-2009 (POF 2008-2009) sobre a estrutura de despesas e rendimentos das famílias brasileiras. Testes econométricos buscarão explicar como o consumo, a renda e a poupança das famílias brasileiras evoluem ao longo do ciclo da vida. Em especial, examina-se a significância do efeito da idade sobre o consumo, a fim de avaliar se as famílias brasileiras suavizam o consumo no tempo. Com isto, é possível detectar violações da teoria no contexto brasileiro, buscando neste caso elucidar suas causas e propor soluções.

Como a poupança é o excedente da renda após o consumo, o estudo sobre o ciclo da vida para as famílias brasileiras é crucial no entendimento dos determinantes da taxa de poupança na economia brasileira. Isto é importante para a construção de modelos de previsão desta variável no futuro próximo, bem como para o desenho de políticas públicas voltadas para o aumento da poupança doméstica, o que permitirá ao país aumentar o investimento financiado com recursos domésticos e entrar, assim, em uma rota de crescimento sustentado.

O modelo do ciclo da vida/renda permanente explica a trajetória do consumo das famílias ao longo do ciclo da vida como resultado de uma alocação intertemporal de recursos determinada pela preferência entre consumo presente e consumo futuro. Mais especificamente, a partir de uma expectativa futura sobre rendimentos e preços, os indivíduos procuram alocar otimamente seus recursos, de forma a manter um nível de consumo aproximadamente constante ao longo da vida. Conhecido na literatura como suavização do consumo no ciclo da vida, este comportamento

1. Este estudo foi publicado em agosto de 2014, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1997.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac do Ipea.

depende do acesso irrestrito ao mercado de crédito. Uma implicação deste comportamento é que o consumo não necessariamente acompanha a trajetória da renda corrente ao longo do ciclo da vida, mesmo que a renda corrente flutue bruscamente à medida que a idade avança. Além disso, choques adversos e temporários na renda corrente podem ser amortecidos mediante empréstimos pagos no futuro. Entretanto, nem sempre os resultados da teoria são confirmados pela evidência empírica, uma vez que existem variáveis ou circunstâncias do mundo real que não estão devidamente incorporadas aos modelos teóricos. Cabe então à pesquisa empírica a tarefa de testar a validade de modelos teóricos e julgar sua utilidade no tratamento de problemas concernentes à conjuntura contemporânea.

O texto examina comparativamente as trajetórias no ciclo da vida do consumo e da renda correntes de diferentes grupos de famílias brasileiras classificadas por nível de educação. Ao testar a validade da teoria do ciclo da vida para estas diferentes subamostras da população, é possível ter uma ideia das causas por trás da existência de entraves à alocação intertemporal de consumo pelas famílias, tais como restrição ao crédito, encargo relativamente demasiado de impostos sobre os mais pobres, instabilidade econômica ou desconfiança do povo para com a economia nacional. Isto porque a educação é apontada pela literatura como uma *proxy* para renda permanente, e os entraves à suavização do consumo afetam de forma distinta famílias com diferentes níveis de educação ou riqueza.

Além dessa introdução, o estudo tem outras três seções. A seção 2, de desenvolvimento, traz um resumo teórico da literatura do ciclo da vida, descreve os dados e a metodologia e apresenta os resultados econométricos. A seção 3 desenvolve a parte empírica do trabalho. A seção 4 conclui.

2 TEORIA DO CICLO DA VIDA/RENDA PERMANENTE

Em linhas gerais, a hipótese do ciclo da vida/renda permanente estabelece que o nível ótimo de consumo corrente é aproximadamente constante ao longo da vida, sendo determinado pela renda permanente, a qual é definida como a soma da riqueza financeira mais o valor presente do fluxo de rendimentos futuros esperados. Desta forma, o consumo corrente independe da renda corrente, ou seja, choques transitórios na renda corrente não têm efeito sobre o consumo corrente. Além disso, supondo uma trajetória crescente para a renda corrente média ao longo da vida, o indivíduo suaviza o consumo intertemporalmente da seguinte forma: toma empréstimos na juventude, quando sua renda corrente é insuficiente para satisfazer seu consumo ótimo, e poupa na idade adulta, não só para saldar as dívidas contraídas no período anterior, mas também para financiar seu consumo na velhice, quando estiver aposentado. Logo, a taxa de poupança seguiria um U invertido, de forma a suavizar o consumo ao longo da vida.

Subjacente à hipótese do ciclo da vida/renda permanente é a maximização de uma utilidade intertemporal pelo consumidor sujeito a uma restrição orçamentária intertemporal. O resultado deste problema é um plano de consumo que iguala as utilidades marginais do consumo em diferentes pontos do tempo e em diferentes estados da natureza, com uma eventual taxa de crescimento, que vai depender da taxa de juros e do fator de desconto intertemporal. Este processo de suavização do consumo ocorre por meio de uma transferência intertemporal e intratemporal de recursos financeiros por meio da compra e venda de ativos financeiros disponíveis no mercado. Consequentemente, uma condição para a alocação ótima de recursos ao longo do ciclo da vida é o acesso ao mercado de crédito. Um indivíduo que sofre restrição de crédito, mesmo esperando um fluxo de renda crescente, não pode tomar empréstimos na juventude para financiar o nível de consumo ótimo. Neste caso, na ausência de riqueza financeira previamente acumulada ou herdada, seu consumo está restrito por sua renda corrente, e o melhor que pode fazer é consumir tudo o que ganha, resultando em uma alocação intertemporal de recursos ineficiente. Uma consequência disto é que choques transitórios na renda corrente têm efeito significativo sobre o consumo corrente, e o indivíduo torna-se assim um “consumidor keynesiano”. Tal fenômeno é conhecido pela literatura como paralelismo entre gasto e renda. É importante salientar que o indivíduo que sofre de restrição de crédito não vai suavizar o consumo no tempo, mesmo que suas preferências sejam por manter um nível de consumo estável durante a vida. Logo, o paralelismo entre a renda corrente e o consumo corrente não basta como evidência contra a teoria do ciclo da vida/renda permanente.

A ausência de acesso ao crédito não só implica uma restrição sobre o consumo corrente, como também pode deslocar o nível de consumo corrente para um nível inferior ao da renda corrente, devido à necessidade de formação de uma poupança precaucionária ou para o financiamento de bens duráveis e indivisíveis (imóveis, microempresas etc.). A poupança precaucionária é uma forma de proteção contra reduções abruptas e inesperadas do consumo futuro devido a choques adversos na renda do consumidor, tais como acidentes e perda do emprego. Quanto maiores o grau de aversão ao risco do consumidor e a incerteza em relação ao seu fluxo de renda futura, maior a poupança precaucionária. E como é bastante provável que esta aversão ao risco e/ou esta incerteza flutuem no ciclo da vida, mais uma razão para o consumo variar significativamente com a idade. É importante frisar que a restrição ao crédito também está na raiz da demanda por uma poupança precaucionária. Caso contrário, uma necessidade eventual de recursos acima da renda corrente poderia ser satisfeita através de empréstimos temporários.

A principal predição do modelo do ciclo/renda permanente da vida costuma ser contestada pela evidência empírica. Pesquisas em muitos países sugerem a existência de um forte paralelismo entre consumo e renda corrente.

Segundo a hipótese do ciclo da vida, a renda corrente não deveria influenciar o consumo, o qual seria determinado apenas pela renda permanente. No entanto, como observado acima, este paralelismo por si só não invalida a hipótese central do modelo de que as pessoas buscam, quando possível, manter um padrão de consumo estável ao longo do ciclo da vida. Nesta linha de pensamento, o paralelismo observado entre consumo corrente e renda corrente poderia ser explicado por problemas de definição destas variáveis, como em Attanasio (1998); ou por falhas estruturais, como a restrição ao crédito, como em Butelmann e Gallego (2000).⁴ Em relação ao primeiro caso, argumenta-se que o efeito da idade sobre o consumo é anulado mediante correções demográficas que levem em conta mudanças no tamanho e na composição da família ao longo do ciclo da vida.

Por meio de dados coletados da pesquisa de padrão de vida de 1996, é possível observar que a maior parte dos tomadores de empréstimo no Brasil encontra-se na meia-idade. Provavelmente isto ocorre não somente porque o pico salarial da maior parte da população ocorre nesta faixa etária, como também porque as pessoas em idade mais avançada teriam seu acesso a crédito bastante limitado, devido ao risco de *default*, elevado por morte súbita, gastos com doenças ou ausência de fontes estáveis de renda. Este fato ajuda a explicar o paralelismo entre renda e consumo, uma vez que o patamar mais elevado de renda ocorre justamente quando a restrição ao crédito é atenuada.

A hipótese do ciclo da vida/renda permanente implica não somente a suavização do consumo no ciclo da vida, como também um comportamento bastante característico da poupança. Espera-se que na juventude a taxa de poupança seja positiva e que na velhice se reduza bastante, tornando-se mesmo negativa. Ou seja, na aposentadoria, com um nível de renda até mesmo inferior ao da fase laboral, o consumidor dilapidaria continuamente a poupança acumulada na juventude, de forma a manter seu consumo estável. No entanto, a evidência mostra que os idosos podem poupar por precaução, protegendo-se de acidentes, problemas de saúde ou para deixar herança a entes queridos. A herança seria um meio de gerar maior bem-estar aos herdeiros (altruísmo) ou um instrumento para ter maior controle sobre os filhos, como em Bernheim, Schleifer e Summers (1985). Em pesquisa realizada por Butelmann e Gallego (2000), a taxa de poupança chilena para a faixa etária mais avançada se apresentou positiva; entretanto, quando a pensão de aposentadoria foi desconsiderada como renda, a taxa se mostrou mais condizente com a teoria.

4. Outros fatores que poderiam influenciar a trajetória do consumo no ciclo da vida são as flutuações da taxa de juros real da economia ou a existência de uma formação de hábito na utilidade do consumo. Uma alteração na taxa de juros real provoca uma mudança sobre os preços relativos de consumo no tempo, podendo gerar alteração de escolhas sobre o consumo intertemporal.

3 ESTUDO EMPÍRICO

Este capítulo objetiva testar as implicações da hipótese do ciclo da vida/renda permanente para o comportamento da taxa de poupança das famílias brasileiras no passado recente, examinando a natureza dos eventuais desvios da teoria em relação à evidência empírica. Esta teoria prediz a ausência de um paralelismo entre renda corrente e consumo corrente. Embora a renda corrente cresça com a idade, a transferência intertemporal de recursos, por meio do acesso ao mercado de crédito, permite que o consumo não sofra uma grande flutuação à medida que a idade avança. Em outras palavras, a suavização do consumo implica um efeito não significativo da idade sobre o consumo, embora o efeito da idade sobre a renda possa ser bastante significativo.

No entanto, como observado anteriormente, restrições para o acesso ao mercado de crédito e mudanças demográficas no tamanho e composição da família podem produzir o paralelismo, mesmo quando a suavização do consumo seja a característica central das preferências das famílias. Consequentemente, como é explicado mais detalhadamente adiante, o trabalho utilizou estratégias desenvolvidas na literatura para investigar o comportamento das famílias na presença destes dois fatos estilizados. No caso da restrição ao crédito, a amostra é dividida em cinco categorias, por nível de educação. Uma vez que esta variável é uma *proxy* para a renda permanente, e supondo que o acesso ao crédito dependa da riqueza, é possível verificar se um eventual paralelismo é resultado da restrição ao crédito. No caso das mudanças demográficas, os dados sobre consumo e renda são normalizados por uma medida do tamanho da família que leve em conta sua composição entre pessoas de diferentes idades.

O trabalho de pesquisa também permite compreender os determinantes da taxa de poupança ao longo do ciclo da vida. Isto porque a poupança é formada pelo excedente da renda sobre os gastos. Por exemplo, se a renda é crescente com a idade e os indivíduos suavizam o consumo no tempo, então a taxa de poupança deve ser positiva durante a idade adulta e negativa durante a velhice. Este resultado implica que mudanças na composição etária da população têm um efeito bastante significativo na taxa de poupança e de crescimento da economia.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste texto é o produto da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008-2009 (POF 2008-2009), produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).⁵ Esta pesquisa aplicou questionários com perguntas bastante detalhadas sobre a estrutura de consumo, gastos e rendimentos do universo das famílias brasileiras. A POF 2008-2009 tem sete questionários.

5. Três outras pesquisas foram realizadas anteriormente: 1987-1988; 1995-1996 e 2002-2003.

O primeiro investiga as características pessoais de seus membros, tais como idade, sexo, cor, educação e religião. O segundo e o terceiro tratam das diferentes categorias de despesas coletivas das famílias, incluindo um inventário de bens duráveis. O quarto aborda as diferentes categorias de despesas individuais dos membros das famílias, incluindo perguntas sobre acesso a cartão de crédito, cheque especial e seguro-saúde. O quinto mapeia a totalidade dos recursos correntes – monetários e não monetários – de todos os membros da família.⁶ O sexto examina a avaliação das famílias sobre alguns aspectos importantes de suas condições de vida. O sétimo é uma caderneta de consumo pessoal. A POF provê informação para o cálculo dos pesos referentes aos gastos com os bens e os serviços que compõem a cesta de consumo subjacente ao índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), cuja taxa de inflação é a variável-objetivo no atual regime monetário de metas de inflação. Portanto, o foco principal da pesquisa é a estrutura de despesas das famílias, para a qual os dados são bem mais detalhados que os relativos à estrutura de rendimentos das famílias.

A unidade de observação usada na parte empírica deste texto corresponde ao conceito de unidade de consumo usado na POF, a qual é definida como um morador ou um grupo de moradores de um domicílio particular permanente que compartilham a mesma fonte de alimentação, ou seja, que utilizam um mesmo estoque de alimentos e/ou que realizam um conjunto de aquisições alimentares comuns. Nas situações em que não exista estoque de alimentos nem aquisições alimentares comuns, a identificação da unidade de consumo deverá ser feita por meio das despesas com moradia. A situação mais comum é um domicílio com apenas uma unidade de consumo, constituída de um casal e seus filhos, com ou sem dependentes, que compartilham das principais refeições no domicílio, sendo os alimentos provenientes de um único estoque. A amostra total da POF 2008-2009 consiste de 56.091 unidades de consumo, envolvendo todo o território nacional, inclusive áreas rurais. Cabe comentar que a pesquisa faz uma diferença entre os conceitos de família e unidade de consumo, de forma que esta pode conter várias famílias.⁷ No entanto, como este fato é bastante incomum e dado o objetivo deste estudo, o conceito de família adotado neste trabalho, a título de simplificação, coincide com o de unidade de consumo da POF.

O tempo da pesquisa da POF foi de doze meses, de forma a capturar o efeito de flutuações sazonais nos orçamentos familiares. Cada família reporta o valor das receitas e despesas relativas a um período de referência, o qual antecede

6. Recursos não monetários são especialmente importantes para as condições de vida das famílias de baixa renda.

7. A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) define família como um conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que morem na mesma unidade domiciliar; ou como uma pessoa que more só em uma unidade domiciliar.

imediatamente a data do início da pesquisa na família. Despesas com bens que diferem em valor unitário e frequência de aquisição requerem períodos de referência distintos para a precisão da informação. Em geral, as despesas de menor valor são aquelas normalmente realizadas com mais frequência e as despesas de maior valor são aquelas realizadas com menos frequência. Além disso, a memória das informações relacionadas a uma aquisição com valor mais elevado é preservada por um período de tempo mais longo.⁸ Assim, quatro períodos de referência foram definidos: sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses. O período de referência dos rendimentos é de doze meses. Como as famílias podem ser entrevistadas em momentos diferentes ao longo da pesquisa, seus períodos de referência para uma mesma despesa ou rendimento em geral não coincidem. Logo, é preciso anualizar e expressar todos os valores a preços vigentes em uma data referencial, corrigindo, assim, o efeito distorcivo da inflação.

3.2 Renda e consumo no ciclo da vida

O ponto de partida da parte empírica do texto é verificar se os dados microeconômicos para a renda e o consumo das famílias brasileiras são consistentes com a hipótese de suavização do consumo no ciclo da vida. Esta hipótese implica uma trajetória para o nível de consumo aproximadamente constante ao longo do ciclo da vida. Mais rigorosamente, postula-se que as trajetórias do consumo corrente e da renda corrente devam estar fracamente correlacionadas, de forma que flutuações bruscas na trajetória da renda não sejam acompanhadas pela trajetória do consumo, eliminando assim o paralelismo entre renda corrente e consumo corrente. Para tanto, estima-se uma regressão da renda e do consumo como função polinomial da variável explicativa *idade*. Para cada família da amostra, a renda e o consumo são definidos como o *log* do valor mensal médio da variável, normalizado pelo número de adultos equivalentes, enquanto o valor observado para a variável *idade* é a idade do chefe da família.

Como observado anteriormente, mudanças no tamanho e na composição da família ao longo do ciclo da vida podem estar na raiz da existência de um paralelismo entre renda corrente e consumo corrente. A normalização da renda e do consumo pelo número de adultos equivalentes tem como objetivo anular o efeito destas mudanças sobre a trajetória da renda e do consumo. A definição do número de adultos equivalentes é a usada em Ferreira e Litchfield (1998).⁹

8. Pode haver problemas quanto à fidelidade da informação recolhida, haja vista que, muitas vezes, os valores reportados pelas famílias podem não ser precisos, seja por engano perceptivo, seja por esquecimento do entrevistado. Supõe-se, neste estudo, que os erros de reportagem estejam quase que igualmente distribuídos entre os diferentes grupos sociais.

9. O número de adultos equivalentes (*AE*) é dado pela seguinte fórmula: $AE = 1,2 + 0,8 * (N1 + N2) + 0,4 * N3 + 0,3 * N4$, em que *N1* é o número de adultos; *N2* é o número de crianças entre 11 e 15 anos; *N3* é o número de crianças entre 5 e 10 anos; e *N4* é o número de crianças entre 0 e 4 anos.

Sua fórmula captura o fato de que membros da família com idades distintas têm uma diferente escala de necessidades em relação a um membro adulto, bem como a existência de importantes economias de escala à medida que o tamanho da família aumenta.¹⁰

A construção da variável *renda* buscou refletir, o mais fielmente possível, a totalidade dos recursos correntes, monetários e não monetários, à disposição dos membros da unidade familiar. A renda observada para cada família é a soma das receitas correntes, monetárias e não monetárias, de todos os seus membros, líquidas de impostos e contribuições previdenciárias públicas compulsórias. Duas questões são relevantes neste cálculo. Primeiro, conforme procedimento usual, algumas despesas compulsórias, como pagamento de fiança e multas, são tratadas como choques negativos na renda e, portanto, deduzidas da renda total. Segundo, as receitas monetárias englobam rendimentos do trabalho e do capital (juros, dividendos, aluguéis e lucros), bem como aposentadorias privadas, pensões, transferências governamentais (renda mínima, bolsa-escola etc.) e receitas esporádicas. A razão pela qual as receitas esporádicas foram incluídas no cálculo da renda corrente é que um importante objetivo do texto é avaliar a hipótese de suavização do consumo no tempo, a qual implica que choques transitórios na renda têm efeito desprezível sobre o consumo corrente.

Por sua vez, o consumo é definido como a despesa total da família com serviços e bens não duráveis de consumo. Duas medidas de consumo são usadas, cada qual equivalente a uma definição de poupança. A primeira define o consumo sem a inclusão dos gastos com educação e saúde, os quais são tratados como uma forma de poupança na forma de acúmulo de capital humano. A segunda inclui os gastos com educação e saúde na despesa com serviços.

Inicialmente, as tabelas 1, 2 e 3 apresentam os resultados da estimação com todas as observações da amostra. As regressões revelam um efeito significativo da idade sobre a renda e o consumo. Para ambas as variáveis, a hipótese nula de que todos os coeficientes de um polinômio de 5ª ordem são nulos é facilmente rejeitada.¹¹ Além disso, todos os coeficientes dos termos polinomiais são estatisticamente significativos.

10. Outras definições para o número de adultos equivalentes foram testadas no estudo, sem mudanças significativas nos principais resultados.

11. Embora seja estimado o efeito *per capita* da renda e do consumo, o tamanho da família e o número de crianças abaixo de 14 anos são variáveis incluídas como regressores para controlar a existência de economias de escala e de preferências heterogêneas dentro da unidade familiar. Resulta que os efeitos destas duas variáveis de controle são sempre significativos sobre a renda e o consumo.

TABELA 1

Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – amostra completa

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	t	Valor-p
constante	0,771	0,896	0,860	0,390
idade	0,571	0,105	5,420	0,000
<i>idade</i> ²	-0,022	0,005	-4,730	0,000
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	4,260	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-3,930	0,000
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	3,670	0,000
Número de membros na família	-0,095	0,003	-30,630	0,000
Crianças até 14 anos	-0,149	0,005	-29,600	0,000
R ²	0,113	F	990,24	-
R ² ajustado	0,113	Pr>F	0,000	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* consumo mensal por adulto equivalente.

2. Foram realizadas 54.417 observações.

TABELA 2

Consumo e o ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – amostra completa

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	t	Valor-p
constante	0,917	0,902	1,020	0,309
idade	0,558	0,106	5,270	0,000
<i>idade</i> ²	-0,022	0,005	-4,560	0,000
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	4,070	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-3,710	0,000
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	3,440	0,001
Número de membros na família	-0,094	0,003	-30,090	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,152	0,00507	-30,03	0
R ²	0	F	0	-
R ² ajustado	0	Pr>F	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Não foram realizadas observações.

TABELA 3
Renda no ciclo da vida – amostra completa

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	t	Valor-p
constante	-0,291	0,896	-0,320	0,746
idade	0,669	0,105	6,360	0,000
<i>idade</i> ²	-0,025	0,005	-5,240	0,000
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	4,340	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-3,600	0,000
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	2,970	0,003
Número de membros na família	-0,093	0,003	-29,780	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,172	0,00504	-34,03	0
<i>R</i> ²	0	F	0	-
<i>R</i> ² ajustado	0	<i>Pr</i> > <i>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

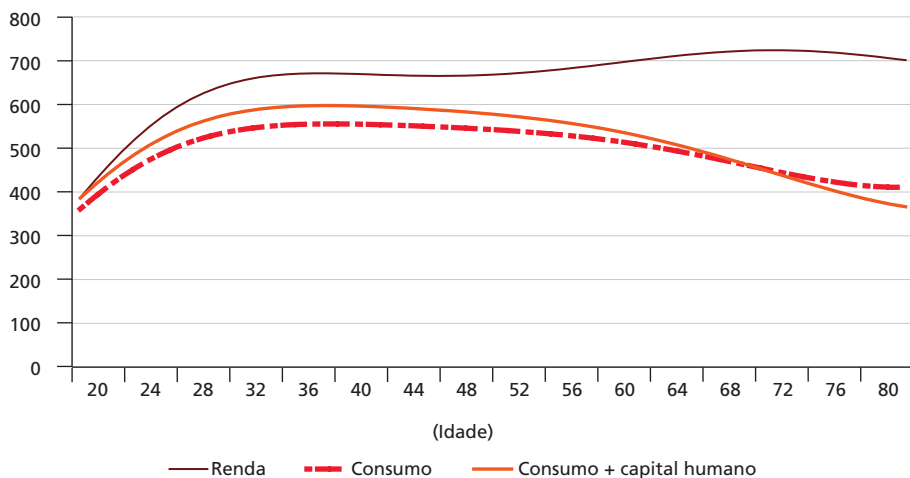
Obs.: 1. Variável dependente: *log* renda disponível mensal por adulto equivalente.

2. Foram realizadas 54.374 observações.

O gráfico 1 ajuda a compreender a dinâmica da renda e do consumo no ciclo da vida. A renda segue uma trajetória de crescimento com velocidade bastante variável: sua taxa de crescimento começa elevada e diminui progressivamente até a faixa dos 35 anos, permanecendo razoavelmente nula até os 50 anos, quando então volta a ficar levemente positiva. Por sua vez, o consumo segue uma trajetória côncava, principalmente quando inclui gastos com capital humano: cresce até aproximadamente os 40 anos, quando então começa a decair a uma taxa crescente. A primeira impressão ao se comparar estas trajetórias é a ausência de um paralelismo evidente entre a renda e o consumo. A princípio, isto poderia ser interpretado como uma evidência de que, na média, a população brasileira suaviza consumo no tempo, de forma que seu consumo corrente não dependeria de sua renda corrente. No entanto, uma análise mais cuidadosa dos gráficos mostra que este não é bem o caso. Para as faixas etárias mais baixas (entre 20 e 30 anos), o forte crescimento da renda é acompanhado bem de perto pelo aumento do consumo, caracterizando a existência de algum paralelismo entre a renda e o consumo. Este fato já não é observado para as faixas etárias mais elevadas. Somente a partir dos 50 anos, renda e consumo começam a seguir trajetórias notoriamente diversas. Outro ponto importante a ser destacado é que a concavidade da trajetória do consumo é, por si só, independente da trajetória da renda, uma evidência contrária à hipótese de suavização de consumo no clima da vida.

GRÁFICO 1

Renda e consumo no ciclo da vida – amostra completa



Elaboração dos autores.

De uma forma geral, os resultados do gráfico 1 sugerem que o comportamento do consumo no Brasil não é claramente compatível com a hipótese de suavização do consumo. Entretanto, como mencionado anteriormente, isto poderia ocorrer por duas razões diferentes: *i*) mudanças na composição e no tamanho da família no ciclo da vida; e *ii*) o limitado acesso ao crédito de boa parte da população brasileira. A primeira razão é claramente insuficiente como explicação, visto que ambos, o consumo e a renda corrente, já foram normalizados pelo número de adultos equivalentes; além disso, controles demográficos foram introduzidos na regressão. Desta forma, resta verificar se a restrição ao crédito é capaz de explicar a trajetória do consumo corrente das famílias brasileiras.

A hipótese de suavização do consumo implica um nível de consumo aproximadamente constante ao longo do ciclo da vida. Além disso, a satisfação da restrição orçamentária intertemporal impõe que o valor presente deste nível de consumo precisa ser igual ao valor da renda permanente do indivíduo. Esta variável é a soma da riqueza financeira mais o capital humano, o qual, por sua vez, é o valor presente do fluxo de rendimentos futuros do trabalho e outros recursos não financeiros. Desta forma, o nível de consumo corrente do indivíduo deve depender fortemente e positivamente de sua renda permanente. Entretanto, não é muito claro como é calculada a renda permanente, uma vez que se trata de um conceito abstrato baseado nas expectativas dos indivíduos. Desta forma, seguindo um padrão comum na literatura, utiliza-se o nível de educação como uma *proxy* para a renda permanente. O nível de educação está associado à qualificação do profissional, portanto, está positivamente correlacionado com o fluxo esperado de

renda futura. O valor presente deste fluxo é o capital humano, o qual é um dos componentes da renda permanente. Logo, educação é uma *proxy* adequada para representar a renda permanente. Como o nível de consumo deve se elevar com o nível de renda permanente de cada domicílio, espera-se encontrar uma relação positiva entre o consumo e o nível de educação.

A literatura e a evidência empírica internacional apontam para uma relação positiva entre educação e dificuldade de acesso ao crédito, ou seja, quanto menor a escolaridade, maior a restrição sofrida no mercado de crédito para tomar empréstimos e atender, assim, uma necessidade imediata de consumo. Isto porque quanto menor o nível de educação, menor a riqueza financeira e o capital humano do indivíduo, os quais poderiam eventualmente ser oferecidos como colaterais nas operações de empréstimo. Por seu turno, o notório crescimento da renda com a idade faz com que a suavização do consumo ao longo do tempo, como postula a teoria do ciclo da vida, dependa do acesso ao crédito. Consequentemente, quanto maior o nível de educação, maior deve ser a capacidade do indivíduo de suavizar o consumo ao longo do tempo.

A conclusão acima é testada adiante na parte empírica do texto. Inicialmente, a amostra total é repartida em cinco subamostras, com base no critério de nível de educação. Para cada observação da amostra, a variável educação refere-se à do chefe da família. Em seguida, são realizadas, por subamostra, duas regressões, tendo a renda e o consumo de serviços e bens não duráveis como variáveis dependentes e a idade como variável independente. Os cinco diferentes níveis de educação são definidos como educação 1 (ensino superior completo), educação 2 (ensino médio completo), educação 3 (ensino fundamental completo), educação 4 (ensino fundamental incompleto) e educação 5 (nenhuma ou pouquíssima instrução). Com o resultado das regressões, pode-se comparar a suavização do consumo entre os diferentes níveis de educação. Pode-se também verificar a evolução da poupança doméstica com a idade referente a cada grupo de educação. Novamente, além da variável idade, serão incluídas como variáveis de controle o número de crianças com idade abaixo de 14 anos e o número de membros da família.

As tabelas 4, 5 e 6 mostram os resultados das regressões para o grupo de famílias com o maior nível de educação (ensino superior completo). Uma vez que a variável educação é usada como *proxy* para renda permanente, o teste avalia se o grupo com o maior nível de renda permanente estaria relativamente mais capacitado a suavizar o consumo no tempo devido a um acesso mais amplo ao mercado de crédito. As regressões revelam um efeito significativo da idade sobre a renda e o consumo, incluindo ou não gastos com capital humano. Para ambas as variáveis, rejeita-se facilmente a hipótese nula de que todos os coeficientes do polinômio de 5ª ordem sobre a idade são iguais a zero, embora estes coeficientes

sejam individualmente não significativos. O efeito significativo da idade sobre o consumo das famílias com maior nível de educação não é plenamente consistente com a hipótese do ciclo da vida, sugerindo algum impedimento para que estas famílias suavizem seu consumo ao longo do ciclo da vida.

TABELA 4

Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – educação 1: ensino superior completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	3,665	4,185	0,880	0,381
idade	0,336	0,477	0,700	0,481
<i>idade</i> ²	-0,012	0,021	-0,560	0,574
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	0,480	0,629
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-0,430	0,668
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	0,390	0,700
Número de membros na família	-0,166	0,011	-15,000	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	0,008	0,020	0,400	0,693
<i>R</i> ²	0,1102	F	69,74	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1086	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 3.950 observações.

TABELA 5

Consumo e o ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – educação 1: ensino superior completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	4,366	4,189	1,040	0,297
idade	0,260	0,478	0,540	0,586
<i>idade</i> ²	-0,008	0,021	-0,400	0,690
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	0,320	0,748
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-0,270	0,789
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	0,230	0,820
Número de membros na família	-0,159	0,011	-14,400	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	0,010	0,020	0,510	0,607
<i>R</i> ²	0,1113	F	70,52	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1097	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 3.950 observações.

TABELA 6

Renda no ciclo da vida – educação 1: ensino superior completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	0,363	4,440	0,080	0,935
idade	0,665	0,506	1,310	0,189
<i>idade</i> ²	-0,023	0,022	-1,050	0,296
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	0,830	0,407
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-0,640	0,524
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	0,470	0,642
Número de membros na família	-0,138	0,012	-11,800	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,022	0,022	-1,000	0,315
<i>R</i> ²	0,1043	<i>F</i>	65,46	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1027	<i>Pr</i> > <i>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

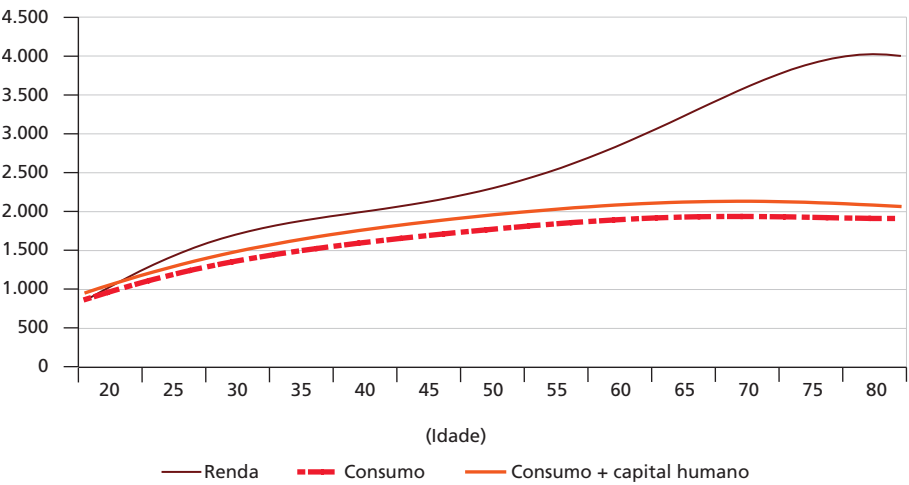
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 3.943 observações.

O gráfico 2 apresenta as trajetórias da renda e do consumo no ciclo da vida para o grupo de famílias com ensino superior completo. A renda é crescente ao longo de todo o ciclo da vida. Devido à evolução da renda do trabalho, a renda começa crescendo a uma taxa bastante elevada na faixa entre 20 e 30 anos. Este crescimento desacelera até a faixa entre 40 e 50 anos, a partir da qual esta tendência é invertida e a renda volta a crescer a uma taxa elevada. O crescimento da renda supera o do consumo na faixa entre 20 e 30 anos, contribuindo para a formação de uma poupança na forma de ativos financeiros e de bens duráveis. A partir deste ponto, ambas as variáveis seguem trajetórias paralelas até a faixa entre 40 e 50 anos, quando então voltam a divergir. A renda continua crescendo, enquanto o consumo se estabiliza aos 60 anos em um nível que se mantém constante por todo o restante do ciclo da vida. Portanto, pelo menos nos primeiros cinquenta anos de vida, verifica-se um paralelismo entre a renda e o consumo, no sentido de que o aumento do consumo parece depender da maior disponibilidade de renda. A partir dos 60 anos, o consumo (de serviços e de bens não duráveis) atinge um ponto de saturação, de forma que o aumento da renda é todo alocado na forma de ativos financeiros e bens duráveis. A conclusão é que mesmo as famílias com o maior nível de educação enfrentam alguma restrição de crédito. Isto as impede de suavizar o consumo no ciclo da vida, tomando emprestado na juventude para manter seu nível de consumo próximo ao nível observado na velhice. Por último, como consequência dos fatos anteriores, o gráfico 2 também mostra nitidamente que a poupança deste grupo de família aumenta fortemente ao longo do ciclo da vida.

GRÁFICO 2
Renda e consumo no ciclo da vida – educação 1: ensino superior completo



Elaboração dos autores.

As tabelas 7, 8 e 9 e 10, 11 e 12 mostram os resultados das regressões para o grupo de famílias com o segundo e o terceiro maior nível de educação – ensino médio completo e ensino fundamental completo respectivamente. Como ocorre com as famílias de nível superior completo, a hipótese de que todos os coeficientes do polinômio de 5ª ordem sobre a idade são nulos é rejeitada tanto para a renda como para o consumo. No entanto, os coeficientes são estatisticamente significativos na regressão da renda para o caso das famílias com ensino médio completo. Corroborando a evidência obtida com as famílias de maior escolaridade, o efeito significativo da idade sobre o consumo das famílias não é plenamente consistente com a hipótese de suavização do consumo ao longo do ciclo da vida.

TABELA 7
Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – educação 2: ensino médio completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	t	Valor-p
constante	4,215	1,628	2,590	0,010
idade	0,197	0,198	0,990	0,321
idade ²	-0,006	0,009	-0,670	0,502
idade ³	0,000	0,000	0,490	0,621
idade ⁴	0,000	0,000	-0,380	0,706
idade ⁵	0,000	0,000	0,290	0,772
Número de membros na família	-0,104	0,006	-16,300	0,000

(Continua)

(Continuação)

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Crianças abaixo de 14 anos	-0,074	0,010	-7,330	0,000
<i>R</i> ²	0,1172	<i>F</i>	215,2	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1167	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 11.350 observações.

TABELA 8

Consumo no ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – educação 2: ensino médio completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	4,509	1,649	2,730	0,006
idade	0,168	0,201	0,830	0,404
<i>idade</i> ²	-0,005	0,009	-0,510	0,608
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	0,340	0,734
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-0,220	0,823
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	0,140	0,889
Número de membros na família	-0,097	0,006	-15,100	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,079	0,010	-7,730	0,000
<i>R</i> ²	0,1203	<i>F</i>	221,67	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1198	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 11.350 observações.

TABELA 9

Renda no ciclo da vida – educação 2: ensino médio completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	-0,373	1,775	-0,210	0,834
idade	0,732	0,216	3,380	0,001
<i>idade</i> ²	-0,029	0,010	-2,900	0,004
<i>idade</i> ³	0,001	0,000	2,550	0,011
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-2,240	0,025
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	1,970	0,049
Número de membros na família	-0,085	0,007	-12,200	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,106	0,011	-9,670	0,000
<i>R</i> ²	0,1319	<i>F</i>	246,11	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1314	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 11.345 observações.

TABELA 10

Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – educação 3: ensino fundamental completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	5,657	1,957	2,890	0,004
idade	0,003	0,239	0,010	0,990
<i>idade</i> ²	0,002	0,011	0,150	0,878
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,220	0,825
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	0,260	0,795
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-0,280	0,777
Número de membros na família	-0,086	0,008	-10,900	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,079	0,012	-6,600	0,000
<i>R</i> ²	0,1378	<i>F</i>	162,95	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1369	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 7.148 observações.

TABELA 11

Consumo no ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – educação 3: ensino fundamental completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	6,245	1,973	3,170	0,002
idade	-0,062	0,241	-0,260	0,796
<i>idade</i> ²	0,005	0,011	0,420	0,672
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,490	0,624
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	0,530	0,597
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-0,550	0,582
Número de membros na família	-0,081	0,008	-10,200	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,083	0,012	-6,870	0,000
<i>R</i> ²	0,1447	<i>F</i>	172,59	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1439	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 7.148 observações.

TABELA 12

Renda no ciclo da vida – educação 3: ensino fundamental completo

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	t	Valor-p
constante	6,777	2,103	3,220	0,001
idade	-0,142	0,256	-0,550	0,580
<i>idade</i> ²	0,010	0,012	0,810	0,419
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,960	0,338
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	1,060	0,287
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-1,130	0,257
Número de membros na família	-0,081	0,008	-9,500	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,107	0,013	-8,310	0,000
<i>R</i> ²	0,1587	<i>F</i>	192,28	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1579	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 7.143 observações.

Os gráficos 3 e 4 apresentam as trajetórias da renda e do consumo no ciclo da vida para o grupo de famílias com ensino médio completo e ensino fundamental completo respectivamente. As trajetórias da renda e do consumo destes dois grupos apresentam uma evolução semelhante às do grupo de famílias com nível superior completo. A renda permanece superior ao consumo durante todo o ciclo da vida, produzindo uma poupança precaucionária ou alocada na aquisição de bens duráveis. Mais importante, observa-se praticamente o mesmo forte paralelismo entre renda e consumo até as faixas etárias mais avançadas. Para as famílias com nível médio completo, o paralelismo é bastante acentuado até a faixa dos 50 anos, como ocorre com as famílias de nível superior completo, quando então a renda começa a se distanciar aceleradamente do consumo. Já no caso das famílias com nível fundamental completo, o paralelismo permanece forte por mais tempo, até a faixa dos 60-65 anos, quando então a renda começa a abrir uma distância cada vez maior em relação ao consumo, embora em uma velocidade nitidamente inferior àquela observada para as famílias com maior escolaridade. Este último fato é consistente com o argumento de que o consumo das famílias com menor renda é mais dependente de sua renda corrente, admitindo-se a escolaridade como uma *proxy* razoável para a renda permanente. Por outro lado, o consumo das famílias com médio e fundamental completo segue um crescimento consistente durante todo o ciclo da vida, não sendo observada sua estabilização a partir de um determinado ponto de saturação, como ocorre com o consumo das famílias com nível superior completo.

GRÁFICO 3

Renda e consumo no ciclo da vida – educação 2: ensino médio completo

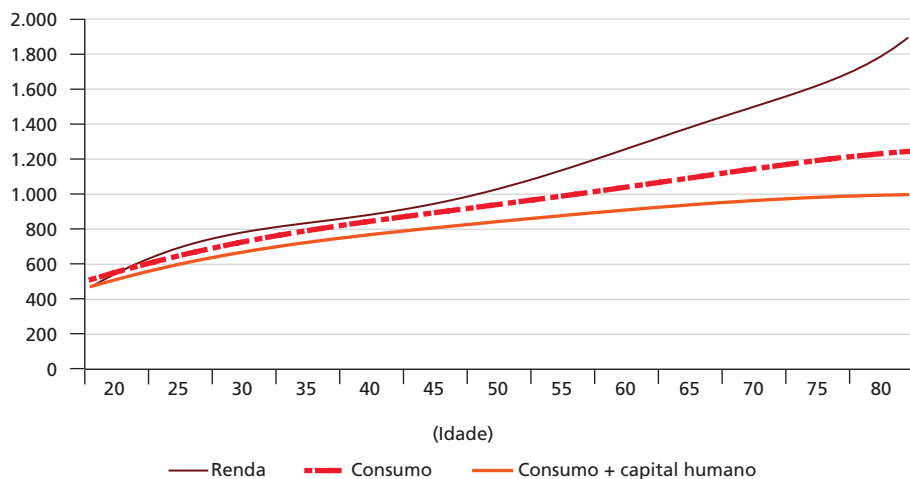
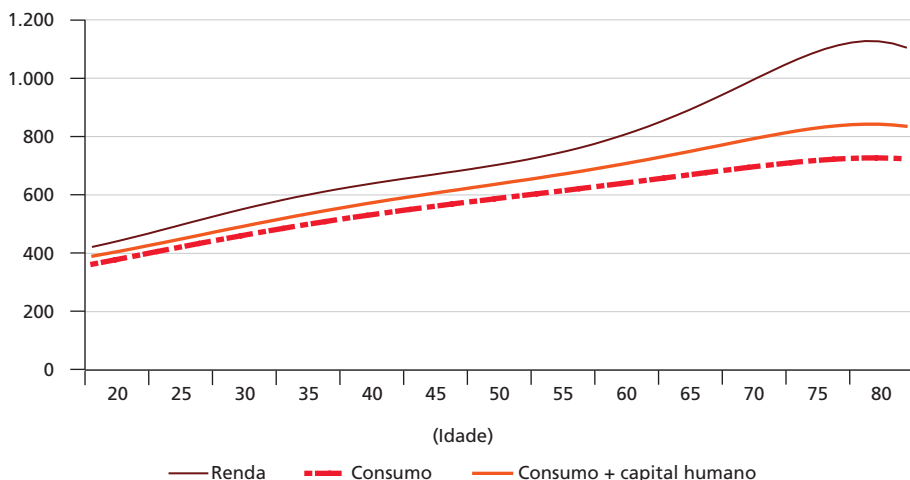


GRÁFICO 4

Renda e consumo no ciclo da vida – educação 3: ensino fundamental completo



As tabelas 13, 14 e 15 e 16, 17 e 18 mostram os resultados das regressões para os grupos de famílias com os dois menores níveis de educação – ensino fundamental incompleto e pouca ou nenhuma educação respectivamente. Como ocorre com as famílias com maior escolaridade, a idade tem efeito significativo sobre a renda e o consumo, uma vez que os coeficientes dos polinômios sobre a idade são conjuntamente

significativos. No entanto, em relação ao consumo das famílias com fundamental incompleto, este resultado é reforçado pelo fato de que todos os coeficientes do polinômio são estatisticamente significativos. A conclusão é que a evidência de violação da hipótese de suavização de consumo é mais forte para as famílias com menor nível de educação e, portanto, menor nível de renda permanente.

TABELA 13

Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – educação 4: ensino fundamental incompleto

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	-0,295	1,150	-0,260	0,797
idade	0,663	0,134	4,950	0,000
<i>idade</i> ²	-0,027	0,006	-4,560	0,000
<i>idade</i> ³	0,001	0,000	4,260	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-3,970	0,000
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	3,700	0,000
Número de membros na família	-0,075	0,004	-20,500	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,107	0,006	-18,000	0,000
<i>R</i> ²	0,1495	<i>F</i>	645,54	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1492	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 25.721 observações.

TABELA 14

Consumo no ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – educação 4: ensino fundamental incompleto

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	-0,488	1,145	-0,430	0,670
idade	0,689	0,133	5,170	0,000
<i>idade</i> ²	-0,028	0,006	-4,750	0,000
<i>idade</i> ³	0,001	0,000	4,420	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-4,110	0,000
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	3,810	0,000
Número de membros na família	-0,075	0,004	-20,600	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,108	0,006	-18,200	0,000
<i>R</i> ²	0,1649	<i>F</i>	725,21	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1647	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 25.721 observações.

TABELA 15
Renda no ciclo da vida – educação 4: fundamental incompleto

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	-0,996	1,143	-0,870	0,384
idade	0,710	0,133	5,330	0,000
<i>idade</i> ²	-0,027	0,006	-4,530	0,000
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	3,840	0,000
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	-3,180	0,001
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	2,570	0,010
Número de membros na família	-0,074	0,004	-20,200	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,130	0,006	-22,000	0,000
<i>R</i> ²	0,2168	<i>F</i>	1015,93	-
<i>R</i> ² ajustado	0,2166	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 25.697 observações.

TABELA 16
**Consumo no ciclo da vida (excluindo gastos com capital humano) – educação 5:
sem instrução**

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	6,073	3,535	1,720	0,086
idade	-0,137	0,385	-0,350	0,723
<i>idade</i> ²	0,008	0,016	0,500	0,618
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,620	0,538
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	0,730	0,465
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-0,840	0,400
Número de membros na família	-0,062	0,007	-9,490	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,067	0,012	-5,730	0,000
<i>R</i> ²	0,1199	<i>F</i>	121,41	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1189	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 6.248 observações.

TABELA 17

Consumo no ciclo da vida (incluindo gastos com capital humano) – educação 5: sem instrução

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	5,845	3,501	1,670	0,095
idade	-0,107	0,381	-0,280	0,779
<i>idade</i> ²	0,007	0,016	0,440	0,662
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,570	0,570
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	0,700	0,484
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-0,830	0,407
Número de membros na família	-0,065	0,007	-10,000	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,068	0,012	-5,850	0,000
<i>R</i> ²	0,1408	<i>F</i>	146,07	-
<i>R</i> ² ajustado	0,1398	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 6.248 observações.

TABELA 18

Renda no ciclo da vida – educação 5: sem instrução

Variável independente	Coefficiente	Erro-padrão	<i>t</i>	Valor- <i>p</i>
constante	4,682	3,090	1,520	0,130
idade	0,060	0,337	0,180	0,859
<i>idade</i> ²	0,000	0,014	0,020	0,980
<i>idade</i> ³	0,000	0,000	-0,250	0,803
<i>idade</i> ⁴	0,000	0,000	0,510	0,611
<i>idade</i> ⁵	0,000	0,000	-0,780	0,438
Número de membros na família	-0,083	0,006	-14,400	0,000
Crianças abaixo de 14 anos	-0,086	0,010	-8,340	0,000
<i>R</i> ²	0,2789	<i>F</i>	344,75	-
<i>R</i> ² ajustado	0,2781	<i>Pr>F</i>	0	-

Fonte: IBGE (2010).

Elaboração dos autores.

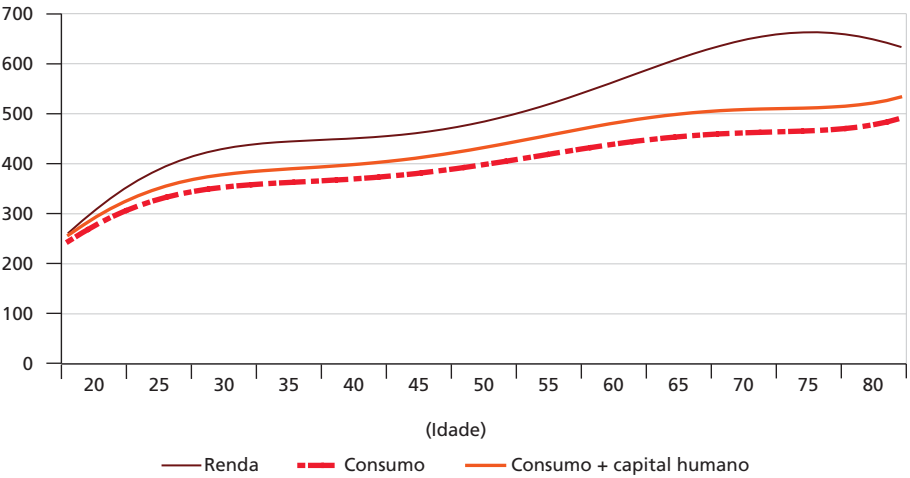
Obs.: 1. Variável dependente: *log* despesa com bens não duráveis anual *per capita*.

2. Foram realizadas 6.246 observações.

Os gráficos 5 e 6 apresentam as trajetórias da renda e do consumo no ciclo da vida para os grupos de famílias com ensino fundamental incompleto e pouca ou nenhuma educação respectivamente. O paralelismo entre renda e consumo é aqui bem mais acentuado que o observado em relação às famílias com maior escolaridade. O consumo acompanha a renda disponível durante praticamente

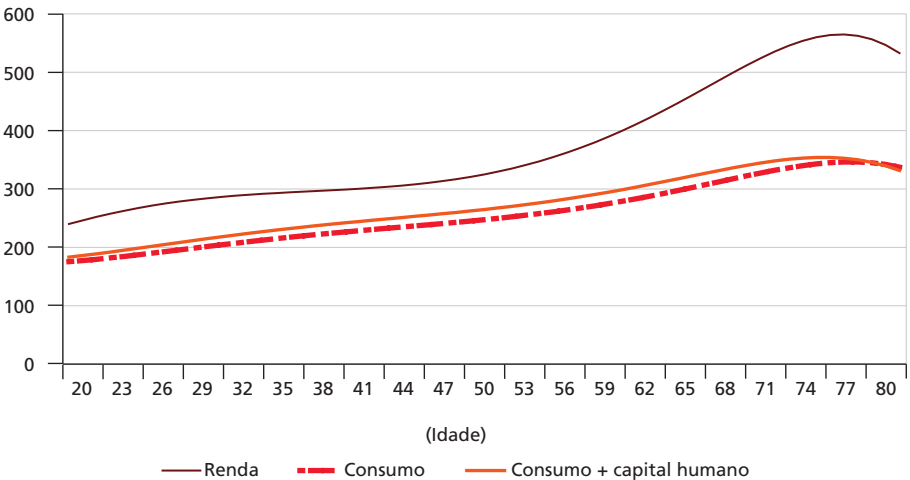
todo o ciclo da vida, e somente a partir dos 65 anos começa a se observar algum descolamento entre as trajetórias das duas variáveis. Para as famílias sem educação, o nível de poupança se mantém praticamente inalterado até a velhice. Logo, a hipótese de suavização de consumo é claramente violada para os grupos com nível de educação inferior.

GRÁFICO 5
Renda e consumo no ciclo da vida – educação 4: ensino fundamental incompleto



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
Renda e consumo no ciclo da vida – educação 5: nenhuma ou pouca educação



Elaboração dos autores.

Em suma, os resultados das regressões para grupos de famílias com diferentes níveis de escolaridade revelam alguns fatos importantes. As trajetórias da renda e do consumo das famílias brasileiras no ciclo da vida não são claramente compatíveis com a hipótese de suavização do consumo por meio do acesso ao mercado de crédito. Para qualquer nível de escolaridade, o consumo e a renda correntes seguem trajetórias de crescimento aproximadamente paralelas ao longo do ciclo da vida, situando-se o consumo em um nível consistentemente abaixo do nível da renda.¹² É nítido que o aumento do consumo familiar de serviços e bens não duráveis não só depende como responde diretamente ao aumento da renda disponível. Em todos os níveis de escolaridade, os consumidores mais jovens praticamente não recorrem a empréstimos para sustentar um nível de consumo acima de sua renda corrente, mesmo quando esta segue uma trajetória de crescimento persistente no ciclo da vida. Isto significa que o comportamento das famílias brasileiras vai de encontro ao exemplo clássico da teoria do ciclo da vida, segundo o qual um jovem consumidor, diante da expectativa de maiores rendimentos futuros, financia parte do consumo corrente com empréstimos pagos com sua renda futura.

Uma vez que a renda corrente segue uma trajetória de U invertido em muitos países, é comum a literatura argumentar que a hipótese do ciclo da vida prevê uma liquidação de ativos durante a velhice para o financiamento do consumo corrente, os quais são acumulados, a partir do início da meia-idade, na forma de poupança para aposentadoria. A ausência de poupança negativa no final do ciclo da vida seria então evidência empírica contra a teoria. Entretanto, esta conclusão não é válida no caso da poupança positiva que as famílias brasileiras continuam fazendo durante a velhice, uma vez que a trajetória da sua renda corrente no ciclo da vida, em vez da forma de U invertido, é de crescimento contínuo, não se observando queda no final do ciclo. A interpretação mais correta é que a existência de regimes previdenciários generosos, principalmente para as famílias com maior escolaridade/renda permanente, influencia positivamente as expectativas das famílias mais jovens no sentido de que sua renda corrente atual não sofrerá uma queda drástica na aposentadoria. Não é assim tão preocupante a formação, na meia-idade, de uma poupança para a aposentadoria, uma vez que os gastos com consumo na velhice poderão ser financiados com a própria renda corrente. Consequentemente, como decorrência do crescimento contínuo da renda corrente no ciclo da vida, a ausência de poupança negativa na velhice não pode ser apontada como evidência contra a teoria do ciclo da vida no caso brasileiro, mas sim a ausência de uma acumulação de dívida na juventude para sustentar um nível de consumo superior à renda corrente.

12. As únicas possíveis exceções a esse comportamento são observadas logo no início do ciclo da vida (entre 20 e 23 anos) no caso dos dois maiores níveis de escolaridade.

Falta explicar a poupança positiva durante praticamente toda a juventude das famílias brasileiras, em todos os níveis de escolaridade, resultando em uma acumulação de ativos reais e financeiros que se estende por todo o ciclo da vida. Embora a incapacidade e/ou indisposição para recorrer ao mercado de crédito enquanto jovem esteja na raiz do paralelismo entre renda e consumo correntes, este fato não explica, por si só, por que a poupança das famílias mais jovens é significativamente positiva, em vez de praticamente nula. É certo que parte desta poupança assume a forma de gastos com bens duráveis, visto que o consumo corrente é definido no trabalho como o gasto com serviços e bens não duráveis, incluindo ou não os gastos com capital humano. No entanto, os dados sugerem outros motivos para esta poupança, principalmente no caso das famílias com maior escolaridade. Isto porque a poupança destas famílias, relativamente pequena na juventude, aumenta significativamente com a idade, dando um salto na velhice. É pouco provável que uma família aumente fortemente seus gastos com bens duráveis logo na velhice. Assim, o mais razoável é que o aumento da poupança no ciclo da vida reflita um incremento da poupança precaucionária como proteção contra choques negativos na renda (acidentes, perda de emprego etc.), que se tornam mais prováveis com o avanço da idade. Outra possibilidade é que o aumento da poupança reflita o desejo de deixar uma herança para os filhos.

Em geral, quanto maior o nível de escolaridade, maior a tendência observada de crescimento da poupança (diferença entre renda e consumo) com a idade. Para os grupos de famílias com ensino superior e médio completos, a poupança é pequena na juventude, aumenta progressivamente nesta fase, fica razoavelmente estável na meia-idade e volta a aumentar em uma idade mais avançada. Já a poupança das famílias com ensino fundamental incompleto apresenta um crescimento menos acentuado no ciclo da vida, enquanto a poupança das famílias sem educação fica constante ao longo de quase todo o ciclo da vida. Este padrão de diferenças na trajetória da poupança entre os níveis de escolaridade é a evidência da existência de poupança precaucionária e/ou para formação de herança, uma vez que as famílias mais ricas são exatamente as que mais podem desviar renda para outras aplicações que não o financiamento do consumo.

Sustentou-se até o momento que as famílias brasileiras não suavizam o consumo no ciclo da vida por não recorrerem ao mercado de crédito. Diante de uma expectativa de renda crescente, seria ótimo contrair dívida na fase inicial do ciclo para sustentar um nível de consumo superior ao da renda corrente, a qual seria paga com o maior fluxo de renda da fase final do ciclo. No entanto, este fato não implica necessariamente a ausência de disposição das famílias para a suavização do consumo, como refletida em uma utilidade intertemporal que representa suas preferências sobre o espaço do fluxo de consumo no tempo. Pelo contrário, o paralelismo entre renda e consumo correntes pode ser o resultado da existência

de barreiras institucionais para o acesso das famílias ao mercado de crédito. Mais precisamente, as famílias até que gostariam de acessar os canais de crédito para suavizar o consumo, mas imperfeições neste mercado as impedem de usar seu capital humano como garantia para pagamentos futuros.

Uma forma de avaliar a relevância empírica do argumento desenvolvido acima – a existência de barreiras ao mercado de crédito como obstáculo à suavização do consumo – é comparar o paralelismo entre renda e consumo correntes de grupos de famílias com diferentes níveis de escolaridade. Uma vez que esta variável é uma *proxy* para a renda permanente, e supondo que o acesso ao crédito dependa da riqueza, é possível verificar se um eventual paralelismo é resultado da restrição ao crédito. Para tanto, a amostra é dividida em cinco categorias, por nível de educação: superior completo, médio completo, fundamental completo, fundamental incompleto e sem educação.

O paralelismo entre renda e consumo correntes evolui ao longo do ciclo da vida de forma diferenciada entre os grupos de famílias com diferentes níveis de escolaridade. Outro fato interessante é que o comportamento do consumo das famílias de maior escolaridade (nível superior completo) revela a existência de um ponto de saturação do consumo a partir dos 60 anos, quando então sua trajetória se estabiliza em um nível que permanece constante até o final do ciclo da vida. Este fato não é observado para os grupos de menor escolaridade, muito provavelmente porque o menor nível de renda destes grupos não permite que seus níveis de consumo alcancem aquele ponto de saturação. É possível então concluir que, exceto pelas famílias com nível superior completo e idade avançada, todas as outras sustentam um nível de consumo abaixo do que seria otimamente desejável. A discrepância entre consumo efetivo e desejável é maior na juventude e diminui progressivamente com a idade, reforçando o argumento de que as famílias não são capazes, embora estejam predispostas, de suavizar o consumo no ciclo da vida.

Uma análise cuidadosa dos gráficos 2 a 6 revela que o paralelismo entre renda e consumo correntes fica mais acentuado com o aumento do nível de escolaridade. Para todos os níveis, o paralelismo é muito forte na meia-idade, ou seja, na faixa entre 30 e 50 anos. Neste intervalo, não se verifica uma diferença significativa entre os diferentes grupos de famílias. No entanto, na fase inicial do ciclo da vida – a faixa entre 20 e 30 anos –, a velocidade com que a renda corrente se distancia do consumo corrente é maior para os grupos com maior escolaridade. Nos grupos com educação superior e média completa, o consumo chega mesmo a superar a renda nos primeiros anos do ciclo, enquanto no grupo sem educação a distância entre estas variáveis permanece praticamente estável e igual à observada na meia-idade. Outro fato significativo é que o paralelismo começa a ser rompido a partir do final da meia-idade – faixa entre 50 e 55 anos – nos grupos com ensino superior e médio completo, permanecendo, no

entanto, relativamente forte até os 60 anos nos grupos com menor nível de educação. Os dados sugerem que as famílias com maior escolaridade e, portanto, maior riqueza, são capazes de alocar mais eficientemente suas despesas de consumo ao longo do ciclo da vida. O maior estoque de capital humano e de ativos reais, como garantia para empréstimos pessoais, permite que estas famílias desfrutem de um maior acesso ao mercado de crédito a fim de suavizar o consumo no tempo.

3.3 Taxa de poupança no ciclo da vida

Um corolário dos resultados da seção anterior é o comportamento da taxa de poupança das famílias brasileiras. Os dados sugerem uma taxa sistematicamente positiva para todos os cinco níveis de escolaridade. Contudo, o formato da trajetória da taxa de poupança no ciclo da vida varia significativamente entre os níveis de escolaridade. Este resultado motiva um estudo mais profundo do efeito de outras variáveis demográficas e econômicas sobre a taxa de poupança das famílias brasileiras, que poderia explicar, por sua vez, o efeito heterogêneo do ciclo da vida sobre a taxa de poupança.

Uma hipótese necessária ao estudo é a estacionariedade da curva da taxa de poupança no ciclo da vida, o que implica ignorar o efeito corte e o efeito do ciclo macroeconômico sobre a taxa de poupança. Isto equivale a supor que famílias com idades diferentes em um dado momento representam – em média – uma mesma família ao longo do ciclo da vida. Na ausência de dados de painel, nos quais a mesma amostra de famílias é acompanhada ao longo do tempo, esta hipótese permite usar a amostra de famílias da POF 2007-2008 para estimar o efeito da idade sobre o comportamento do consumo, da poupança e da renda das famílias brasileiras.

Na prática, o conceito de poupança é ambíguo, uma vez que depende dos ativos reais e financeiros que são usualmente comprados com a finalidade de reserva de valor e acumulação de capital. Consequentemente, o estudo considera três diferentes medidas de poupança: S1, para a medida usual de poupança, definida como o valor líquido da compra de ativos financeiros e imobiliários;¹³ S2, definida como a soma da poupança S1 com a compra líquida de bens de consumo duráveis; e S3, definida como a soma da poupança S2 com os gastos em saúde e educação. A medida S2 traz implícita a ideia de que os bens duráveis não apenas proporcionam um fluxo de serviços de consumo durante sua vida útil, mas também funcionam como reserva de valor, descontada sua depreciação, o que é particularmente importante para as famílias mais pobres sem acesso limitado ao crédito. O conceito S3 incorpora a acumulação de capital humano.

13. Inclui caderneta de poupança, compra de títulos de renda fixa ou variável, fundos de investimento, previdência privada e imóveis.

Uma vez normalizadas pela renda líquida,¹⁴ cada uma destas medidas de poupança determina um conceito de taxa de poupança, a ser analogamente denominada S1, S2 e S3.

Trabalhos empíricos sugerem que o nível de educação é um indicador razoável de renda permanente e, portanto, uma potencial variável explicativa do comportamento da taxa de poupança. A tabela 19 apresenta os valores médios da renda e da taxa de poupança das famílias para diferentes intervalos do número de anos de estudo do chefe da família, cada qual correspondendo a um diferente nível de escolaridade da família. Os dados mostram que, para qualquer medida de poupança, as taxas de poupança aumentam com o grau de escolaridade. Este é um resultado esperado, em função da maior propensão a consumir das famílias mais pobres.

TABELA 19

Taxa de poupança e renda por nível de escolaridade

Anos de estudo	Renda			Taxa de poupança		
	Renda estimada	Renda efetiva	Renda estimada/renda efetiva	S1	S2	S3
0	1,019	1,108	0,92	0,039	0,133	0,221
(0,4]	1,431	1,475	0,97	0,049	0,164	0,251
(4,8]	1,711	1,737	0,99	0,052	0,173	0,249
(8,11]	2,400	2,411	1,00	0,064	0,195	0,281
>11	5,395	5,515	0,98	0,11	0,242	0,346
Total	2,074	2,121	0,98	0,068	0,192	0,281

Elaboração dos autores.

Uma importante ressalva quanto aos resultados da tabela 19 diz respeito à medida de renda usada no cálculo das taxas de poupança. A informação sobre renda coletada pela POF é mais precária que a informação sobre despesa. Em certa medida, isto decorre do registro incompleto das remunerações auferidas por trabalhadores com atividade ou vínculo empregatício mais precário. Por conseguinte, é ilustrativo utilizar os dados da pesquisa para comparar a distribuição da renda familiar efetiva, construída com a informação diretamente reportada pelas famílias, com a distribuição da renda familiar residual, calculada indiretamente como o resultado da despesa total com consumo acrescida do gasto com a compra líquida de ativos de poupança. Os dados da tabela 19 revelam que as médias das duas medidas de renda são muito próximas para todos os níveis de escolaridade. No entanto, analisando na última linha da tabela 20 os percentis da distribuição da razão entre as duas medidas de renda, conclui-se que, embora semelhantes no agregado, elas são bastante distintas no nível individual. Apenas na média as duas

14. Impostos, contribuição para a Previdência etc.

medidas se aproximam, divergindo bastante em outros momentos da distribuição. Desta forma, optou-se por considerar a renda residual para o cálculo da taxa de poupança. Como a informação sobre despesa na POF é mais acurada que a informação sobre a renda, acredita-se que a renda residual, calculada a partir da identidade contábil entre despesa e receita das famílias, deve ser uma medida mais fidedigna da renda familiar.

TABELA 20
Percentis das taxas de poupança e da razão entre medidas de renda

	0	1	2	5	10	15	25	50	65	70	75	80	85	90	95	97	98	99	100
S1	-417	-0,48	-0,23	-0,06	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	0,06	0,10	0,16	0,27	0,38	0,47	0,63	22333
S2	-341	-0,40	-0,15	0,00	0,00	0,00	0,02	0,08	0,14	0,17	0,20	0,24	0,29	0,36	0,48	0,57	0,63	0,74	19997
S3	-330	-0,28	-0,06	0,00	0,02	0,04	0,08	0,18	0,25	0,28	0,31	0,35	0,40	0,46	0,57	0,64	0,69	0,78	18593
Renda efetiva/ renda residual	-30538	0,18	0,27	0,40	0,52	0,61	0,75	1,05	1,26	1,35	1,46	1,59	1,76	2,02	2,51	2,99	3,45	4,36	6694

Elaboração dos autores.

Seguindo a literatura teórica, o modelo (M1) especifica a taxa de poupança da família como função da idade do chefe da família, do nível de renda permanente da família, representado pelo nível de escolaridade do chefe da família, e de um conjunto de características da família X_i , tais como gênero do chefe da família, número de adultos, número de jovens, número de crianças e número de idosos, ou seja:

$$S_i = \alpha + \sum_{e \in I} I_{e(i)} \alpha_e + \beta X_i + \sum_{e \in I} I_{e(i)} \beta_e X_i + u_i \cdot \tag{M1}$$

Em que S_i e X_i são, respectivamente, a taxa de poupança e o vetor de variáveis independentes, da família i , enquanto $e(i)$ é o nível de escolaridade de seu chefe. O modelo permite que o efeito de cada regressor em X_i sobre a taxa de poupança S_i varie entre os diferentes níveis de escolaridade. Foram criadas variáveis *dummy* para cinco níveis de escolaridade, cada qual correspondendo a um intervalo do número de anos de estudo do chefe da família: 0, (0,4), (4,8), (8,11) e >11.

É preciso fazer três correções na amostra de famílias usadas na estimação do modelo (M1). Em primeiro lugar, é necessário excluir da amostra as famílias com chefes muito jovens ou muito idosos. As famílias chefiadas por pessoas com menos de 22 anos não tiveram a oportunidade de completar seu ciclo educacional e, portanto, é possível que passem para um nível de escolaridade superior com o avanço da idade. No outro extremo do ciclo da vida, as famílias chefiadas por aposentados têm um comportamento diferenciado, tendo em vista que podem estar tendo acesso a uma fonte de renda permanente, tais como aposentadorias e pensões. Em segundo lugar, as três primeiras linhas da tabela 20 apresentam diferentes percentis das distribuições das taxas de poupança segundo as três medidas

definidas anteriormente. É notória a existência de observações espúrias nos dois extremos das distribuições, de forma que é conveniente eliminar o primeiro e o último percentil da amostra total. Em terceiro lugar, chama atenção na tabela 20 que 65% das famílias têm taxa de poupança S1 nula ou negativa. Assim, estas observações são descartadas da amostra na estimação do modelo (M1) para esta medida de poupança. Mais adiante, adota-se uma abordagem baseada no estimador de Heckman para lidar diretamente com esta descontinuidade.

O modelo (M1) é uma forma irrestrita que pode estar sobreparametrizada. Entre as inúmeras formas de restrição do modelo, considera-se a possibilidade de que os efeitos das variáveis explicativas sobre a taxa de poupança sejam indistintos entre alguns níveis de escolaridade, segundo estes três modelos restritos: (M2), apenas os coeficientes dos regressores nos níveis mais alto e mais baixo de escolaridade são diferentes; (M3) apenas os coeficientes dos regressores no nível mais alto de escolaridade (acima de onze anos de estudo) são diferentes; (M4) os coeficientes dos regressores de todos os níveis de escolaridade são indistintos.

$$P_i = \alpha + \beta X_i + \sum_{e=1} I_{e(i)} \alpha_e + \sum_{e=1,5} I_{e(i)} \beta_e X_i + u_i; \quad (\text{M2})$$

$$P_i = \alpha + \beta X_i + \sum_{e=1} I_{e(i)} \alpha_e + I_{5(i)} \beta_5 X_i + u_i; \quad (\text{M3})$$

$$P_i = \alpha + \beta X_i + \sum_{e=1} I_{e(i)} \alpha_e + u_i. \quad (\text{M4})$$

A tabela 21 apresenta o resultado dos testes da imposição de restrições sobre o modelo irrestrito (M1) para cada uma das medidas de taxa de poupança. Os dados da tabela mostram a soma de quadrados explicada por modelo (SSM), o número de parâmetros (graus de liberdade), a estatística de teste e o *p*-valor do teste. O resultado mostra: *i*) que, no caso da poupança S1, não é rejeitada a hipótese de que os coeficientes das variáveis explicativas sejam iguais para todos os níveis de escolaridade, ou seja, o modelo M4 é o mais adequado; *ii*) que, no caso da poupança S2, não é rejeitada a hipótese de que apenas os coeficientes dos níveis extremos de escolaridade são diferentes, de forma que o modelo M2 é o mais adequado; e *iii*) que, no caso da poupança S3, todas as restrições são rejeitadas, e o modelo mais adequado é o irrestrito (M1).

TABELA 21

Comparação estatística entre os modelos irrestritos (M1) e restrito (M2, M3, M4)

Modelo	Modelo irrestrito				Modelo restrito			
	Números de observações	Erro-padrão	ssm	Número de parâmetros	ssm	Número de parâmetros	Estatística do teste	P-valor
S1-M2	17888	0,124	5,486	38	5,277	21	0,80	0,702
S1-M3	17888	0,124	5,486	38	5,184	14	0,82	0,725
S1-M4	17888	0,124	5,486	38	5,021	7	0,98	0,516
S2-M2	49039	0,155	27,488	38	27,181	21	0,75	0,747

(Continua)

(Continuação)

Modelo	Modelo irrestrito				Modelo restrito			
	Números de observações	Erro-padrão	ssm	Número de parâmetros	ssm	Número de parâmetros	Estatística do teste	P-valor
S2-M3	49039	0,155	27,488	38	25,901	14	2,75	0,000
S2-M4	49039	0,155	27,488	38	25,140	7	3,15	0,000
S3-M2	49039	0,165	43,960	38	42,980	21	2,12	0,005
S3-M3	49039	0,165	43,960	38	41,960	14	3,06	0,000
S3-M4	49039	0,165	43,960	38	40,450	7	4,16	0,000

Elaboração dos autores.

As tabelas 22 a 23 apresentam os coeficientes estimados – com os respectivos *p*-valores e desvio-padrão do estimador – do modelo selecionado para as poupanças S2 e S3. O modelo foi especificado omitindo-se o primeiro nível de escolaridade, o nível de referência, de forma que os coeficientes dos níveis de escolaridade apresentados devem ser interpretados como desvios em relação a ele. No caso do modelo (M2) para a taxa de poupança S2, são apresentados os resultados da estimação para a amostra completa e para as subamostras dos níveis extremos de escolaridade. No caso do modelo M1 para a taxa de poupança S3, são apresentados os resultados da estimação para a amostra completa e para as subamostras de todos os níveis de escolaridade.

TABELA 22
Estimação do modelo M2 para a taxa de poupança S2

Subamostra	Amostra completa			11< anos de estudo			Anos de estudo=0		
	coef.	d.p.	P-valor	coef.	d.p.	P-valor	coef.	d.p.	P-valor
escolaridade	0,00170	0,001	0,03	-0,00207	0,001	0,01			
idade	-0,00111	0,000	0,00	0,00013	0,000	0,60	0,00108	0,000	0,00
número de crianças	-0,00484	0,001	0,00	-0,00433	0,002	0,06	0,00194	0,002	0,21
número de jovens	0,00402	0,001	0,00	-0,00473	0,003	0,10	0,00465	0,002	0,06
número de adultos	0,00637	0,001	0,00	-0,00234	0,003	0,50	-0,00388	0,003	0,23
número de idosos	0,00393	0,003	0,16	-0,02151	0,007	0,00	-0,00422	0,006	0,48
gênero	-0,02271	0,002	0,00	-0,00948	0,005	0,04	0,01876	0,005	0,00
dummy (0<anos de estudo<=4)	0,08136	0,014	0,00	-	-	-	-	-	-
dummy (4<anos de estudo<=8)	0,07302	0,014	0,00	-	-	-	-	-	-
dummy (8<anos de estudo <=11)	0,07722	0,016	0,00	-	-	-	-	-	-
dummy (11<anos de estudo)	0,15453	0,017	0,00	-	-	-	-	-	-
constante	0,11418	0,013	0,00						

Elaboração dos autores.

TABELA 23
Estimação do modelo M1 para a taxa de poupança S3

Subamostra	Amostra completa			0<anos de estudo<=4			4<anos de estudo<=8			8<anos de estudo<=11			11<anos de estudo		
	coef.	d.p.	p-valor	coef.	d.p.	p-valor	coef.	d.p.	p-valor	coef.	d.p.	p-valor	coef.	d.p.	p-valor
escolaridade	0,0002	0,001	0,87	0,0048	0,002	0,01				0,0057	0,003	0,04	-0,0010	0,001	0,40
idade	0,0005	0,000	0,03	-0,0007	0,000	0,01	-0,0011	0,000	0,00	-0,0007	0,000	0,02	-0,0006	0,000	0,09
número de crianças	-0,0049	0,001	0,00	-0,0012	0,002	0,50	0,0011	0,002	0,59	0,0012	0,002	0,57	0,0023	0,003	0,40
número de jovens	0,0045	0,002	0,06	-0,0022	0,003	0,45	0,0029	0,003	0,36	0,0045	0,003	0,15	-0,0012	0,004	0,75
número de adultos	0,0116	0,003	0,00	0,0007	0,004	0,86	0,0029	0,004	0,48	0,0027	0,004	0,51	-0,0011	0,005	0,82
número de idosos	0,0226	0,006	0,00	0,0014	0,007	0,84	0,0119	0,008	0,15	0,0112	0,009	0,20	-0,0202	0,009	0,03
gênero	0,0079	0,005	0,11	-0,0218	0,006	0,00	-0,0300	0,006	0,00	-0,0324	0,006	0,00	-0,0342	0,007	0,00
dummy (0<anos de estudo<=4)	0,0645	0,016	0,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
dummy (4<anos de estudo<=8)	0,0931	0,018	0,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
dummy (8<anos de estudo<=11)	0,0399	0,030	0,19	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
dummy (11<anos de estudo)	0,1795	0,018	0,00												
constante	0,1300	0,014	0,00												

Elaboração dos autores.

Como mencionado anteriormente, cerca de 60% da amostra apresenta medida de poupança S1 nula e cerca de 5%, negativa, sugerindo a segmentação da amostra em dois grupos: as famílias com poupança S1 estritamente positiva e o restante da amostra. É preciso então não apenas explicar o que determina uma taxa de poupança S1 positiva (modelo de seleção), mas também explicar o tamanho desta taxa condicionado ao fato de que ela é positiva (modelo de taxa de poupança). O estimador de Heckman é adequado para esta questão, embora necessite de um instrumento exógeno que explique a taxa positiva, mas que não explique o tamanho da taxa. Na falta de um instrumento mais adequado, constrói-se um indicador de renda suficiente (IRS),¹⁵ que supostamente tem as propriedades requeridas. A tabela 24 apresenta os resultados deste estimador.

TABELA 24
Estimação do Modelo de Heckman do modelo M4 para a taxa de poupança S1

	Modelo da taxa de poupança			Modelo seleção		
	coef.	d.p.	P-valor	coef.	d.p.	P-valor
escolaridade	-0,0004	0,0001	0,02	-	-	-
IRS	-	-	-	0,7053	0,0135	0,00
idade	0,0003	0,0001	0,01	-	-	-
número de crianças	-0,0052	0,0008	0,00	-0,0193	0,0047	0,00
número de jovens	-0,0107	0,0011	0,00	0,0091	0,0072	0,21
número de adultos	-0,0092	0,0014	0,00	0,0417	0,0083	0,00
número de idosos	-0,0121	0,0029	0,00	0,0784	0,0171	0,00
gênero	-0,0108	0,0022	0,00	-0,0248	0,0133	0,06
dummy (0<anos de estudo<=4)	0,0027	0,0036	0,45	-0,0335	0,0210	0,11
dummy (4<anos de estudo<=8)	-0,0043	0,0039	0,27	-0,0672	0,0223	0,00
dummy (8<anos de estudo<=11)	0,0017	0,0042	0,69	0,0190	0,0227	0,41
dummy (11<anos de estudo)	0,0228	0,0049	0,00	0,1916	0,0262	0,00
constante	0,1679	0,0076	0,00	-0,7698	0,0311	0,00

Elaboração dos autores.

Os modelos anteriores foram especificados buscando-se distinguir o efeito da escolaridade e, implicitamente, do nível de renda permanente sobre a curva da taxa de poupança no ciclo da vida. É necessário, portanto, avaliar não apenas se o efeito do ciclo da vida sobre a taxa de poupança é significativo, como também se as curvas de poupança estimadas para os cinco níveis de escolaridade são estatisticamente diferentes entre si. Em suma, avalia-se a relevância estatística das curvas de poupança estimadas.

15. Renda da família superior à renda mediana.

Para tanto, o apêndice A deste texto desenvolve a metodologia com a qual se estima – com foco em um segmento típico das famílias –¹⁶ a distribuição do estimador da taxa de poupança prevista $p(i,e) \sim N(m,v|i,e)$ para cada combinação de faixa etária (i) e nível de escolaridade (e).¹⁷ Como existem doze faixas etárias ($i=1,2,\dots,12$) e cinco níveis de escolaridade ($e=1,2,\dots,5$), tem-se um total de sessenta combinações. Com base nestas distribuições, foram realizados testes de hipótese que avaliam se a curva de poupança varia com a escolaridade ou com a idade.

Mais especificamente, os testes realizados procuram responder as seguintes perguntas: *i*) se a curva da taxa de poupança da escolaridade (e) é igual à curva da escolaridade mediana $e=3$ (entre quatro e oito anos de estudo), ou seja, se $p(i,e)=p(i,3)$ para $i=1,2,\dots,12$ e para $e=1,2,4,5$; *ii*) se a curva da taxa de poupança do nível de escolaridade (e) é igual à curva do nível de escolaridade imediatamente inferior, ou seja, se $p(i,e)=p(i,e-1)$ para $i=1,2,\dots,12$ e para $e=2,3,4,5$; e *iii*) se a taxa de poupança da escolaridade (e) varia com a idade, ou seja, se $p(i,e)=p(e)$ para $i=1..12$ e para $e=1,2,3,4,5$. As estatísticas $N1$, $N2$ e $N3$ na tabela 25 constituem, para cada medida de poupança, a soma do número de combinações para as quais o teste foi rejeitado. A análise destas estatísticas permite chegar às seguintes conclusões.

1. Para todas as medidas de poupança, não se rejeita a hipótese de uma diferença significativa entre as taxas de poupança de famílias com diferentes níveis de escolaridade.
2. Apenas no caso da medida de poupança S2 o efeito da idade se revelou significativo; para outras medidas de poupança S1 e S3, a taxa de poupança não varia significativamente no ciclo da vida.

TABELA 25

Número de células significativas por tipo de teste

Heterogeneidade	Escolaridade		Idade
Poupança	N1	N2	N3
S1	20	32	1
S2	33	45	31
S3	37	53	1

Elaboração dos autores.

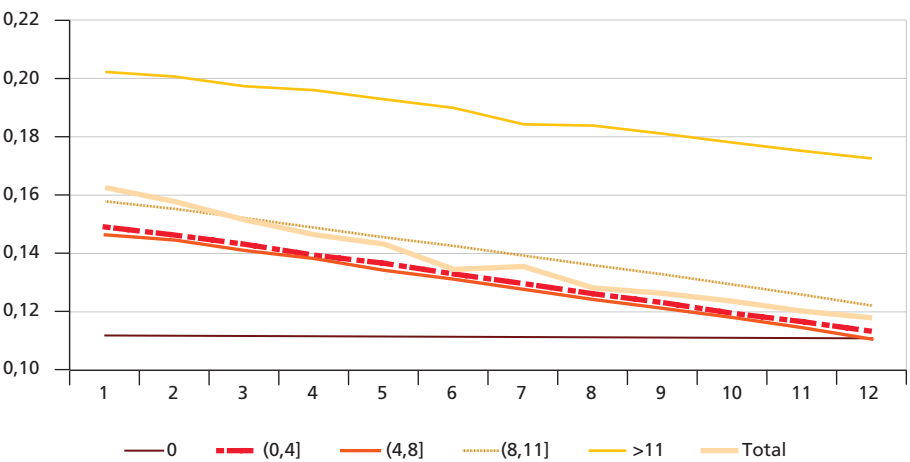
O gráfico 7 apresenta as curvas da taxa de poupança S2 no ciclo da vida para os cinco níveis de escolaridade, bem como o valor médio da variável não condicionado à escolaridade (amostra total). Dois resultados se destacam: *i*) o efeito da idade sobre

16. O segmento escolhido foi o das famílias com as seguintes características: *i*) chefiadas por homens; *ii*) sem idosos; *iii*) com menos de dois adultos; *iv*) com menos de dois jovens; e *v*) com menos de duas crianças. Vale mencionar que a alteração destas características implica curvas de poupança que diferem desta por uma constante igual para todas as escolaridades.

17. O intervalo de 22 a 70 anos foi dividido em doze subintervalos, ou faixas etárias.

a curva das famílias com o menor nível de escolaridade (analfabetos, com nenhum ano de estudo) é praticamente nulo, mas torna-se significativo em níveis superiores de escolaridade; e *ii*) a curva das famílias com o maior nível de escolaridade (acima de onze anos) situa-se muito acima das curvas dos demais níveis de escolaridade, revelando com isso que, para todas as idades, a taxa de poupança aumenta com a escolaridade.

GRÁFICO 7
Efeito da idade e escolaridade sobre a taxa de poupança S2



Elaboração dos autores.

Para quantificar o efeito do nível de escolaridade sobre a taxa de poupança, a tabela 26 apresenta o intervalo de confiança da taxa de poupança prevista pelo modelo econométrico para diferentes níveis de escolaridade, utilizando, para cada medida de poupança, o modelo selecionado anteriormente. A título de comparação, o gráfico 8 apresenta as médias incondicionais das três medidas de taxa de poupança para todos os níveis de escolaridade.

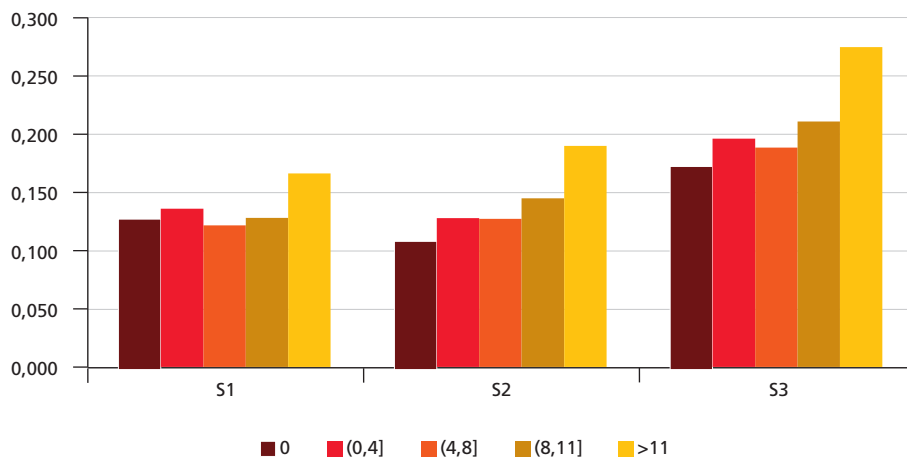
TABELA 26
Intervalo de confiança da taxa de poupança por nível de escolaridade

Anos de estudo	S1			S2			S3		
	min	med	max	min	med	max	min	med	max
0	0,116	0,13	0,145	0,102	0,111	0,12	0,166	0,176	0,186
(0,4]	0,128	0,137	0,146	0,123	0,129	0,135	0,191	0,198	0,205
(4,8]	0,112	0,123	0,134	0,121	0,128	0,136	0,182	0,19	0,198
(8,11]	0,119	0,129	0,139	0,138	0,146	0,154	0,204	0,213	0,221
>11	0,157	0,168	0,179	0,181	0,191	0,201	0,266	0,277	0,288
Amostra total	0,128	0,139	0,15	0,129	0,137	0,145	0,197	0,205	0,214

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 8

Efeito da escolaridade sobre a taxa de poupança por medida de poupança



Elaboração dos autores.

A análise dos gráficos 7 e 8 e da tabela 26 permite chegar às conclusões a seguir.

1. A taxa de poupança aumenta com a escolaridade de forma sistemática; e as irregularidades verificadas não são estatisticamente significativas.
2. Nas três medidas de poupança, a taxa de poupança das famílias com mais elevada escolaridade (acima de onze anos de estudo) é bem maior que a das famílias dos outros níveis de escolaridade.
3. A diferença entre as taxas de poupança das famílias com o maior e o menor nível de escolaridade é cerca de 4 pontos percentuais (p.p.) para a poupança S1; 8 p.p. para a poupança S2; e 10 p.p. para a poupança S3.

4 CONCLUSÃO

A base de dados da POF 2008-2009 revela um forte paralelismo entre as trajetórias da renda e do consumo correntes das famílias brasileiras no ciclo da vida, o que implica, por sua vez, uma taxa de poupança média positiva ao longo do ciclo da vida por motivo de precaução. No entanto, este paralelismo é menos acentuado para as famílias com maior nível de escolaridade. Uma vez que riqueza e educação são variáveis fortemente correlacionadas, esta diferença pode ser explicada pelo acesso a crédito relativamente mais amplo das famílias mais ricas, as quais dispõem de maior estoque de garantias como contrapartida para empréstimos pessoais. De fato, a taxa de poupança aumenta sensivelmente com o nível de escolaridade.

O paralelismo entre renda e consumo correntes não é uma evidência suficiente contra a hipótese comportamental de que as famílias brasileiras desejam suavizar seu fluxo de consumo ao longo do ciclo da vida, como refletido em sua utilidade intertemporal. Pelo contrário, a forte dependência do consumo em relação à renda corrente parece ser o resultado de barreiras institucionais para o acesso ao crédito, as quais afetam principalmente o consumo das famílias menos escolarizadas e mais pobres.

Realmente, existem fortes indícios que apontam para a restrição de crédito como a principal explicação para a incapacidade de suavização do consumo das famílias com baixo nível de educação. Logo, é necessária uma maior atenção das políticas públicas aos fatores que dificultam o acesso ao crédito no Brasil, promovendo medidas que visem corrigir as falhas no mercado de crédito. O maior acesso das classes menos favorecidas ao crédito terá um efeito fortemente positivo sobre o seu bem-estar, além de promover uma dinamização no mercado de crédito, por meio da inclusão financeira de uma grande parcela da população marginalizada.

REFERÊNCIAS

ATTANASIO, O. P. A. Cohort analysis of saving behavior by U.S. households. **Journal of Human Resources**, Madison, v. 33, n. 3, summer 1998. Disponível em: <<http://goo.gl/UWuGYJ>>.

BERNHEIM, B.; SCHLEIFER, A.; SUMMERS, L. H. The strategic bequest motive. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 93, n. 6, 1985. Disponível em: <<http://goo.gl/k5HYjt>>.

BUTELMANN, A.; GALLEGO, F. **Household saving in Chile**: microeconomic evidence. Chile: Central Bank of Chile, 2000. (Working Paper, n. 63). Disponível em: <<http://goo.gl/RoKeIq>>.

FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. **Calm after the storms**: income distribution in Chile – 1987-94. Washington: The World Bank, 1998. v. 1 (Policy Research Working Paper Series, n. 1960). Disponível em: <<http://goo.gl/i1mXyT>>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares – POF 2008-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/z7JT28>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AVERY, R.; KENNICKELL, A. Household saving in the U.S. **Review of Income and Wealth**, v. 37, n. 4, Dec. 1991.

BERNHEIM, B.; SCHOLZ, J. Private saving and public policy. *In*: POTERBA, J. **Tax policy and the economy**. Massachusetts: MIT Press, 1993.

DEATON, A. Franco Modigliani and the life-cycle theory of consumption. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, v. 58, n. 233/234, 2005.

FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

POTERBA, J. **Introduction in international comparisons of household savings**. Chicago: University of Chicago, 1994.

APÊNDICE A

A heterogeneidade do efeito da escolaridade sobre a relação entre a idade e a taxa de poupança é avaliada por meio de estatísticas derivadas do estimador da previsão da taxa de poupança. Para tanto, definem-se as quantidades a seguir.

- 1) O estimador da previsão da taxa de poupança para a família i , utilizando o modelo M : $ph_i \sim N(mp_i, vp_i | M)$, obtido com o Stata.
- 2) Seja Ω o conjunto das famílias tais que: i) são chefiadas por homens, não têm idosos, o número de adultos é menor ou igual a dois, o número de jovens é menor ou igual a um e o número de crianças é menor ou igual a um.
- 3) Seja ph o valor médio da previsão para as famílias de Ω por classe de idade e escolaridade (i, e) $p(i, e) \sim N(m(i, e), v(i, e))$, em que m^1 é a média desta distribuição e v , a sua variância.²
- 4) Seja a variável indicadora $I(i, e) = 1$ se $p(i, e) = p(3, e)$, e $n(e) = 44 - \sum_i I(i, e)$ é o número de classes de idade da escolaridade e tal que as taxas são significativamente diferentes.
- 5) Seja a variável indicadora $J(i, e) = 1$ se $p(i, e) = mp(e)$; $m(e) = 44 - \sum_i J(i, e)$ é o número de classes de idade da escolaridade (e) que são estatisticamente diferentes do valor médio da classe $mp(e)$.

1. Assim, $m(e, a) = \sum_{i \in \Omega(e, a)} mp(i) / \# \Omega(e, a)$, e $\Omega(e, a)$ representam as famílias de Ω que estão na classe de escolaridade e e têm idade a , e.

2. Assim, $v(e, a) = \sum_{i \in \Omega(e, a)} vp(i) / \# \Omega(e, a) + \sum_{i \in \Omega(e, a)} (mp(i) - mp(e, a))^2 / \# \Omega(e, a) 2$ é a soma da variância própria de cada elemento mais a variância entre os elementos de cada grupo, devido à diferença das variáveis demográficas do grupo.

PARTE 4

AValiação de Políticas

IMPACTO DO PLANO SIMPLIFICADO DE PREVIDÊNCIA SOBRE AS CONTRIBUIÇÕES VOLUNTÁRIAS À PREVIDÊNCIA SOCIAL¹

Viviane M. Bastos²

Miguel N. Foguel³

Ajax Moreira⁴

Daniel Santos⁵

1 INTRODUÇÃO

O sistema de previdência no Brasil poder ser entendido como um fundo de longo prazo que garante o pagamento de um benefício futuro de aposentadoria aos trabalhadores que cumprem as regras de contribuição previdenciária. Além deste fluxo de pagamentos de aposentadoria (ou pensão, no caso de morte do trabalhador), o sistema também oferece um conjunto de benefícios correntes que inclui seguro de doença e de invalidez, assim como o salário-maternidade. A contribuição para a Previdência pode ser compulsória, quando o indivíduo está empregado no setor formal (trabalhadores com carteira assinada e servidores públicos), ou voluntária (trabalhadores autônomos, sem carteira assinada e empregadores).

No caso do contribuinte voluntário, a decisão de contribuir depende não somente da situação atual do indivíduo, mas também de acontecimentos futuros. Por esta razão, tal processo de decisão também apresenta aspectos intertemporais. Em outras palavras, na decisão de contribuir para a Previdência, um indivíduo leva em consideração a renda presente, a renda futura, o valor do benefício, a alíquota, o estado de saúde futuro e sua longevidade, entre outros fatores. O histórico contributivo do indivíduo também é relevante, pois o valor já gasto e o número de contribuições passadas afetam esta decisão. Pessoas que contribuíram para a Previdência por um longo período têm maior probabilidade de contribuir no período subsequente do que indivíduos que possuem um curto histórico de contribuições ao sistema.

O sistema previdenciário brasileiro tem sido largamente estudado nas últimas décadas, porém poucos são os trabalhos que analisaram o processo decisório do trabalhador autônomo com respeito à contribuição previdenciária. Neri *et al.* (2007)

1. Este estudo foi publicado em abril de 2011, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1605.

2. Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea.

3. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

4. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

5. Professor do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC/RJ) e bolsista do PNPD no Ipea.

examinam quais fatores⁶ afetam a decisão deste tipo de trabalhador de contribuir para a Previdência após as mudanças decorrentes da promulgação da Constituição de 1988. Os resultados mostram que os trabalhadores autônomos em faixas de renda mais baixas tendem a contribuir relativamente menos que os de faixas mais elevadas. Analisando apenas os trabalhadores de baixa renda, Neri (1998, *apud* Neri *et al.*, 2007) argumenta que, devido ao difícil acesso dos microempresários ao crédito, a contribuição previdenciária pode ser considerada um artigo de luxo, dado que existiria um alto custo de oportunidade para estes indivíduos pouparem. Tais evidências sugerem que políticas de redução da alíquota de contribuição voluntária levariam a um aumento da taxa de participação de trabalhadores autônomos com renda baixa no sistema previdenciário.

Auerbach, Genomi e Pages (2005) estudam os motivos pelos quais a contribuição à Previdência é baixa nos países latino-americanos. De acordo com os autores, a probabilidade de um trabalhador autônomo contribuir aumenta com a idade, a escolaridade e a residência na zona urbana. Estes autores também constataram que a probabilidade de contribuir é maior para homens casados do que para mulheres casadas, e que os chefes de família apresentam maior probabilidade de contribuição quando comparados aos demais moradores do domicílio. O número de indivíduos não contribuintes no domicílio afeta positivamente a contribuição, apesar de a probabilidade diminuir com o número total de moradores no domicílio.

Em abril de 2007, com o objetivo de estimular a inserção previdenciária no Brasil, o governo federal apresentou um plano de previdência alternativo para os contribuintes individuais ou segurados facultativos, o Plano Simplificado de Previdência (PSP). De acordo com as regras, os contribuintes que decidirem aderir ao PSP passam a contribuir sobre 11% do salário mínimo (SM), em vez de 20%, e passam (ou continuam) a fazer jus ao pacote de auxílios oferecidos pela Previdência Social (como o auxílio-doença e salário-maternidade).⁷ Todavia, o indivíduo optante poderá se aposentar somente pelo critério de idade, ou seja, exclui-se a possibilidade de aposentadoria por tempo de contribuição.⁸

Como pode ser visto no gráfico 1, o número de contribuintes individuais que aderiram ao PSP vem aumentando desde a sua introdução. O número de adesões cresceu principalmente nos primeiros dois anos do PSP.⁹ Todavia, não se pode afirmar com certeza se estas adesões resultaram da inserção de novos contribuintes individuais ou somente da migração do plano de previdência convencional para o PSP.

6. São eles: gênero, posição na família (*e.g.*, chefe, cônjuge, filho), idade, educação, posição na distribuição de renda (quinto da distribuição), setor de atividade, densidade populacional (urbano e rural) e regiões geográficas.

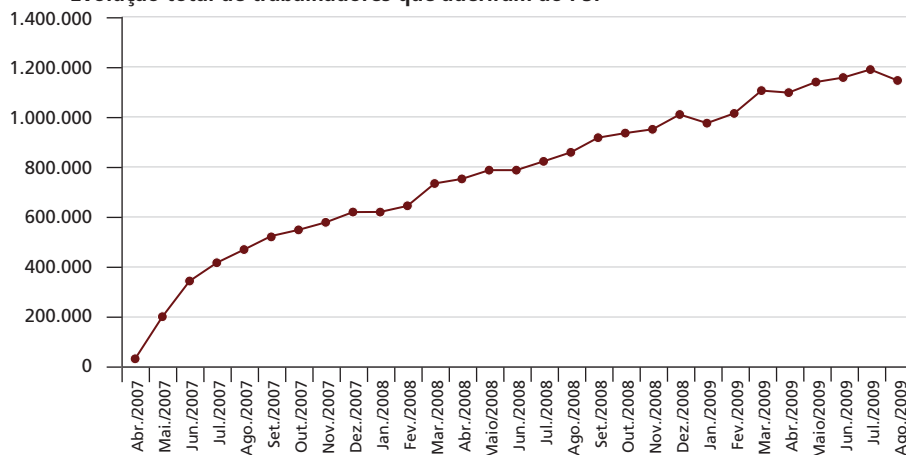
7. Note-se que a possibilidade de obter o salário-maternidade constitui um incentivo adicional do PSP para que as mulheres passem a contribuir para a Previdência.

8. Podem solicitar aposentadoria por idade trabalhadores urbanos do sexo masculino a partir dos 65 anos e do sexo feminino a partir dos 60 anos. Os trabalhadores rurais podem requerer aposentadoria por idade com 5 anos a menos: a partir dos 60 anos, homens, e a partir dos 55 anos, mulheres. O trabalhador também poderá solicitar aposentadoria por tempo de contribuição integral ou proporcional. Para ter direito à aposentadoria integral, o trabalhador homem deve comprovar pelo menos 35 anos de contribuição e a trabalhadora mulher, 30 anos. Para se requerer a aposentadoria proporcional, é necessária a combinação de dois requisitos: tempo de contribuição e idade mínima.

9. Note-se que a possibilidade de obter o salário-maternidade constitui um incentivo adicional do PSP para que as mulheres passem a contribuir para a previdência.

GRÁFICO 1

Evolução total de trabalhadores que aderiram ao PSP

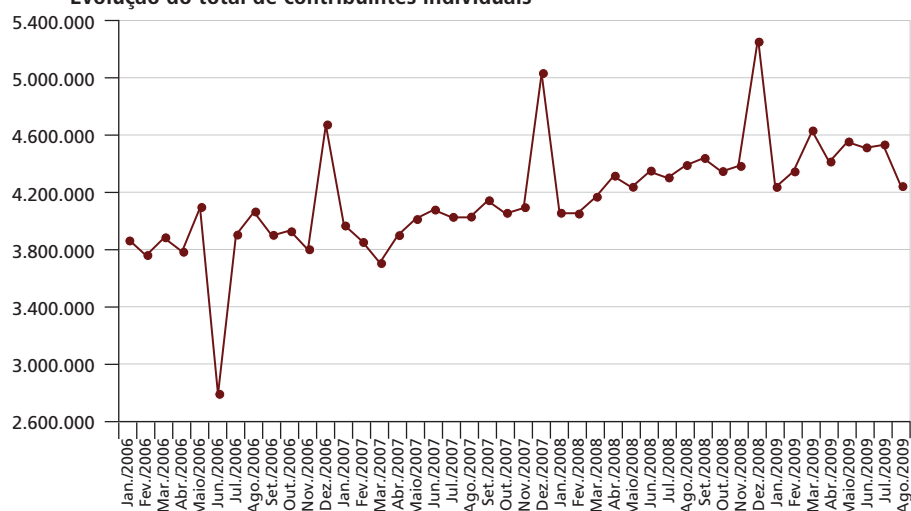


Fonte: DATAPREV.

O gráfico 2, no entanto, fornece alguma evidência de que o PSP pode ter promovido a inserção previdenciária, tendo em vista que o número de contribuintes voluntários aumentou. De fato, após abril de 2007, este número cresceu em comparação com o mesmo período do ano anterior: a taxa de crescimento de contribuintes individuais foi de -2,1% entre abril de 2006 e março de 2007, e de 6,9% entre abril de 2007 e março de 2008.

GRÁFICO 2

Evolução do total de contribuintes individuais



Fonte: DATAPREV.

Apesar de as evidências apresentadas no gráfico 2 sugerirem que o aumento da contribuição voluntária se vincula ao PSP, elas devem ser vistas com bastante cautela. De fato, elas não mostram que o PSP tem sido o único responsável pelo aumento ou, talvez, nem que tenha sido o causador destas mudanças. Na realidade, o aumento observado de contribuintes individuais pode ter tido origem em uma série de outros fatores, tais como mudanças na economia e/ou no mercado de trabalho informal.

O principal objetivo deste estudo foi verificar se o PSP teve algum impacto sobre a probabilidade de os trabalhadores não formais contribuírem para a Previdência Social. Para tanto, utilizou-se o Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS), da empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social (DATAPREV), vinculada ao Ministério da Previdência Social (MPS). O método empregado para estimar o potencial impacto do PSP é o denominado “diferenças-em-diferenças” (*difference-in-differences*). O método é baseado na escolha adequada de um grupo afetado (tratamento) e não afetado (controle) pela intervenção, e recebe esta denominação porque compara os resultados dos dois grupos entre o período anterior e o posterior à introdução do programa.

Um aspecto importante é o impacto total do PSP sobre a arrecadação da Previdência Social. Em princípio, este impacto é ambíguo, porque, como para qualquer política de redução de preços (alíquotas), é possível que se gere um aumento de quantidades (contribuições) sem que as vendas totais (arrecadação) subam. No caso do PSP, há um potencial efeito negativo adicional, uma vez que a arrecadação pode cair se ocorrer uma migração, para o plano, de quem contribuía anteriormente sobre mais do que um SM.

Além desta introdução, o texto se divide em mais quatro seções. Na próxima seção, é apresentada a descrição da base de dados utilizada na análise, e na terceira seção descreve-se a metodologia empregada no trabalho. Na quarta seção, apresentam-se os resultados das estimativas do impacto do PSP sobre a probabilidade de contribuição autônoma. Por último, na seção 5, delineiam-se algumas conclusões baseadas nos resultados deste trabalho.

2 BASE DE DADOS E ANÁLISE DAS INFORMAÇÕES

Neste estudo, são utilizados microdados do Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS), é um arquivo administrativo que reúne dados oriundos de um conjunto amplo de fontes de informação do governo federal, inclusive as próprias informações previdenciárias (por exemplo: Guia de Recolhimento do FGTS e Informações à Previdência Social – GFIP, e Guia da Previdência Social – GPS), a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) e o Sistema de Controle de Óbitos (Sisobi). O CNIS contém dados

cadastrais (como sexo, data de nascimento e número de identificação)¹⁰, e principalmente o histórico previdenciário dos trabalhadores.¹¹ Com o CNIS pode-se saber o número de contribuições acumuladas pelo trabalhador até certo ponto do tempo, se as contribuições foram realizadas como trabalhador com carteira, servidor público ou contribuinte individual, bem como o valor das contribuições.

CNIS possui informações sobre aproximadamente 173 milhões de trabalhadores, que representam o conjunto de indivíduos. Os autores tiveram acesso a uma amostra de 200 mil trabalhadores, selecionados de forma aleatória do universo de trabalhadores do CNIS atualizado até setembro de 2009. O fato de o CNIS possuir informações sobre a história previdenciária dos trabalhadores é sua principal vantagem relativamente a outras bases de dados brasileiras. Porém, trata-se de um registro administrativo cuja qualidade e representatividade precisam ser mais bem avaliadas.

Por ser o CNIS um arquivo que consolida todos os registros administrativos, foi feito um esforço importante de identificar o contribuinte a partir das diversas origens e ao longo do tempo, de forma a evitar que um trabalhador tenha mais do que um identificador. O resultado deste processo é o registro da história de contribuição dos trabalhadores, o qual começa em 1982, e que ainda tem qualidade heterogênea, mas vem sendo aperfeiçoado.

Um arquivo administrativo pode conter muitas informações omitidas ou inválidas – dados com baixa qualidade – ou representar de forma equivocada as características populacionais medidas com outras fontes, por exemplo, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) ou o Censo Demográfico. Inicialmente, serão avaliados alguns aspectos sobre a qualidade e a representatividade do CNIS.

No CNIS, as informações cadastrais do contribuinte são omitidas ou nulas para a maioria das variáveis. A tabela 1 mostra a proporção de todos os registros (coluna 1) que têm a variável indicada omitida. Apenas o sexo e a data de nascimento estão declarados para a maioria dos registros. As demais informações, das quais se apresenta apenas uma seleção, não são utilizáveis. Coerentemente com a finalidade do cadastro, as informações relativas à contribuição – tipo, data e valor – estão declaradas para a maioria de registros.

10. Para a construção e manutenção do CNIS, há um esforço continuado de identificar cada trabalhador por meio de um único número, o número de identificação do trabalhador (NIT). O NIT tem como base o número de inscrição no Programa de Interação Social/ Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/ PASEP), e serve de chave para combinar as informações do trabalhador oriundas das diferentes bases que compõem o CNIS. Vale assinalar que, apesar do esforço de identificação de cada trabalhador, ainda existem casos em que um mesmo trabalhador aparece com NITs diferentes.

11. A falta de abrangência das informações previdenciárias e trabalhistas no Brasil no passado fez com que a cobertura do CNIS fosse relativamente baixa até meados da década de 1990. No entanto, a qualidade das informações sobre contribuições vem melhorando ao longo do tempo, em particular a partir da introdução da GFIP em 1999.

O registro de recolhimento da contribuição pode ser feito de forma avulsa pelo contribuinte individual no sistema bancário. Se excluídas as informações cadastrais correspondentes a esta modalidade de recolhimento (coluna 2 da tabela 1), a qualidade da informação cadastral de algumas variáveis melhora, como é o caso da variável que informa a data de fim de certo vínculo previdenciário do trabalhador.¹²

TABELA 1

Proporção das contribuições com dados inválidos por variável
(Em %)

Variável	Todas	Não avulsas
Unidade da Federação	40	25
Grau de instrução	50	37
Data de início do vínculo	0	0
Data de fim do vínculo	40	0
Sexo	7	7
Data de nascimento	7	7
Contribuição (tipo, data, valor)	2	2

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: A tabela mostra, nas linhas, variáveis cadastrais do contribuinte e a caracterização da contribuição, e nas colunas as proporções medidas para o conjunto de todas as contribuições e para o subconjunto das contribuições que não são feitas de forma avulsa pelo contribuinte individual.

A representatividade do CNIS será avaliada comparando-se o número de contribuições e de contribuintes com os dados da PNAD, que são uma “fotografia” da situação da população em setembro de cada ano. Para evitar que a eventual inconsistência entre o momento em que é feita a declaração de contribuição na PNAD e o registro administrativo desta contribuição no CNIS afete os resultados, seguiu-se a abordagem utilizada no *Anuário Estatístico da Previdência* (2005, 2006, 2007, 2008, 2009; disponível em: <www.previdenciassoc.gov.br>), que compara o número *médio* de contribuições em cada ano com a quantidade de declarações de contribuição para a Previdência constante na PNAD.

O número de contribuições do CNIS foi inferido¹³ considerando-se todos os registros do CNIS que não são de benefício, e a estatística correspondente na PNAD refere-se ao número de respostas afirmativas à pergunta sobre se o entrevistado contribui para a Previdência. A tabela 2 mostra a média, para o período indicado, da razão entre o número de contribuições médio pelo CNIS com o número de contribuições da PNAD. Os resultados são apresentados por intervalos de anos do calendário e por coorte de nascimento.

12. Na análise do efeito do PSP, trabalhou-se com as informações para todos os registros. No entanto, não foi utilizada a variável com a informação da data do fim do vínculo.

13. O resultado obtido da amostra foi expandido para a população utilizando-se a probabilidade de sorteio.

TABELA 2
Razão entre o número de contribuintes na amostra do CNIS e na PNAD, por coorte

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990	Total
1992	1,22	1,21	1,18	1,14	0,96	-	-	1,14
1993	1,24	1,20	1,18	1,16	0,99	-	-	1,15
1995	1,29	1,26	1,24	1,26	1,07	0,73	-	1,21
1996	1,29	1,30	1,24	1,29	1,10	0,83	-	1,22
1997	1,31	1,30	1,25	1,24	1,13	0,85	-	1,22
1998	1,26	1,30	1,24	1,24	1,13	0,82	-	1,20
1999	0,89	0,97	0,94	0,96	1,00	0,79	-	0,96
2001	0,96	1,03	0,94	0,95	0,97	0,82	-	0,95
2002	1,04	1,04	0,96	0,94	0,97	0,89	-	0,96
2003	1,02	1,07	0,99	0,99	1,00	0,90	-	0,98
2004	1,04	1,08	1,00	0,99	1,01	0,92	-	0,99
2005	1,11	1,07	1,01	0,99	1,00	0,87	0,67	0,97
2006	1,04	1,05	1,00	0,98	1,01	0,87	0,55	0,97
2007	1,08	1,02	1,02	1,01	1,02	0,90	0,67	0,98
2008	0,87	1,03	1,04	1,02	1,05	0,91	0,74	0,99

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS e na PNAD (IBGE).

Obs.: A tabela apresenta a razão por coorte de nascimento entre o número médio de contribuições registradas no CNIS e o número de contribuições estimado na PNAD no ano. Ambas as estatísticas são expandidas para o total da população brasileira, utilizando-se o peso associado a cada observação da PNAD e o inverso do fator amostral da amostra do CNIS (173 milhões/200 mil).

A tabela 2 mostra que a partir de 1999 as estatísticas do CNIS e da PNAD são bastante semelhantes, e que antes desta data verifica-se uma sobre-enumeração das contribuições no CNIS, resultado que indica limitações quanto à qualidade dos dados neste período. O CNIS passou a utilizar uma guia única de recolhimento a partir de 1999 (a GFIP), o que pode estar relacionado com este resultado. Isto sugere que, embora informe o histórico de cada trabalhador desde 1982, o resultado agregado antes de 1999 é inconsistente com a PNAD.

O CNIS registra as contribuições dos trabalhadores, sendo necessário estabelecer um critério para reconhecer a existência de um trabalhador quando não contribuinte. Neste estudo, a existência de um trabalhador em certo período é identificada quando este tem entre 15 e 70 anos, realizou alguma contribuição na sua vida e não tem registro de óbito. Presume-se que todos os óbitos estão registrados, e que um trabalhador tem apenas uma identificação (NIT). Utilizando estas hipóteses, foi inferido, por coorte de nascimento e ano do calendário, o número médio de trabalhadores vivos. Esta estatística foi comparada à população total da mesma coorte e ano estimada com base na PNAD. A tabela 3 mostra a média desta razão entre as duas estatísticas para diferentes períodos e coortes.

TABELA 3

Razão entre o número de pessoas pela amostra do CNIS e da PNAD por coorte

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990
1992	1,48	1,54	1,50	1,33	0,98	-	-
1993	1,50	1,54	1,51	1,35	1,00	-	-
1995	1,53	1,54	1,51	1,36	1,11	0,00	-
1996	1,55	1,54	1,50	1,37	1,11	0,52	-
1997	1,58	1,57	1,52	1,35	1,14	0,68	-
1998	1,58	1,56	1,51	1,35	1,15	0,75	-
1999	1,56	1,55	1,50	1,31	1,13	0,77	-
2001	1,60	1,57	1,50	1,29	1,10	0,77	-
2002	1,60	1,57	1,51	1,28	1,10	0,77	-
2003	1,53	1,58	1,49	1,29	1,10	0,75	-
2004	1,46	1,59	1,49	1,28	1,10	0,74	-
2005	1,41	1,59	1,49	1,29	1,10	0,77	0,00
2006	1,25	1,58	1,49	1,27	1,10	0,78	0,20
2007	0,93	1,57	1,49	1,26	1,09	0,80	0,20
2008	0,39	1,57	1,47	1,25	1,10	0,81	0,18

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS e na PNAD/IBGE.

Obs.: A tabela apresenta a razão por coorte de nascimento entre número de pessoas calculado com base nas amostras do CNIS e da PNAD. Ambas as estatísticas são expandidas para o total da população brasileira, utilizando-se o peso associado a cada observação da PNAD e o inverso do fator amostral da amostra do CNIS (173 milhões/200 mil).

A tabela 3 indica que existem mais pessoas no CNIS do que na PNAD, mostrando que o critério para identificar a existência do trabalhador implica o erro de sobre-enumeração no CNIS. Vale lembrar que o CNIS não cobre o total da população brasileira e, por isso, esta razão deveria ser inferior à unidade. Pela leitura da tabela 3, observa-se também que para as coortes mais jovens a razão é menor do que 1, resultado que está relacionado à menor probabilidade de que trabalhadores deste grupo tenham visitado o sistema de previdência, uma vez que estão há menos tempo no mercado de trabalho.

A tabela 4 mostra a distribuição da idade de entrada e da idade de abandono no sistema de previdência. Pode-se observar que cerca de 50% dos NITs foram registrados quando o trabalhador tinha menos do que 30 anos, e que existe um fluxo constante de entrada mesmo em idades avançadas. Chama atenção que o último registro de contribuição para cerca de 40% dos NITs ocorreu quando o trabalhador tinha menos do que 35 anos.

TABELA 4

Distribuição da idade de entrada e abandono no sistema de previdência
Em (%)

Idade (anos)	Até 15	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-70
Entrada ¹	3	20	19	11	8	6	5	5	4	4	4	21
Abandono ²	1	4	11	12	11	10	9	8	7	6	5	17

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Notas: ¹ Distribuição da idade em que ocorre a primeira contribuição.² Distribuição da idade em que ocorre a última contribuição.

A tabela 5 apresenta, por coorte de nascimento e por ano, a média da proporção de trabalhadores que têm NITs inativos.¹⁴ Os resultados atestam que entre 20% e 40% dos NITs registrados entre 15 e 70 anos estão inativos, ou seja, abandonaram o sistema. Uma parte deste contingente se deve a um sistema de registro dos óbitos deficiente,¹⁵ mas a maior parte requer outro tipo de explicação.

TABELA 5
NITs inativos/total de NITs

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990	Total
1992	0,19	0,15	0,17	0,14	0,03	0,37	0,21	0,19
1993	0,20	0,16	0,19	0,16	0,03	0,37	0,21	0,20
1994	0,22	0,18	0,20	0,17	0,04	0,41	0,29	0,22
1995	0,23	0,19	0,21	0,19	0,04	0,41	0,32	0,23
1996	0,24	0,21	0,23	0,20	0,05	0,00	0,36	0,24
1997	0,25	0,23	0,25	0,22	0,07	0,00	0,39	0,25
1998	0,26	0,24	0,27	0,24	0,08	0,00	0,39	0,26
1999	0,27	0,29	0,33	0,29	0,11	0,01	0,41	0,27
2000	0,28	0,30	0,34	0,30	0,13	0,01	0,44	0,28
2001	0,29	0,31	0,35	0,32	0,15	0,02	0,48	0,29
2002	0,29	0,32	0,37	0,34	0,17	0,03	0,48	0,29
2003	0,29	0,33	0,38	0,35	0,19	0,04	0,48	0,29
2004	0,30	0,34	0,40	0,37	0,21	0,06	0,54	0,30
2005	0,31	0,35	0,42	0,40	0,25	0,08	0,52	0,31
2006	0,32	0,36	0,44	0,42	0,28	0,11	0,01	0,32
2007	0,33	0,38	0,46	0,45	0,32	0,16	0,02	0,33
2008	0,35	0,40	0,50	0,49	0,37	0,23	0,05	0,35

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: Um NIT é considerado inativo quando não há registro de contribuição ou de óbito e cessaram as contribuições há mais de um ano.

O abandono pode ser devido: *i*) à morte não registrada; *ii*) à opção de não contribuir; ou *iii*) ao retorno com outra identificação (NIT). Em consonância com esta última possibilidade, uma proporção elevada de trabalhadores são registrados pela primeira vez em idade tardia (tabela 4). A expressiva taxa de abandono e a sobre-enumeração da população de trabalhadores sugere que, a partir de certa faixa etária, os entrantes são de fato contribuintes que no ato do cadastramento não utilizam o NIT anterior e cujos respectivos NITs anteriores o sistema não foi capaz de identificar. Como resultado, o trabalhador recebe outro NIT, o que

14. Um NIT é considerado inativo quando não há registro de contribuição ou de óbito e cessaram as suas contribuições há mais de um ano.

15. Utilizando-se a população dos NITs ativos e a taxa de mortalidade por idade estimada por Beltrão, Camarano e Kanso (2004), o número esperado de óbitos no período 1992-2008 seria de 21,1 milhões, número muito superior ao número de óbitos registrados no CNIS no mesmo período (3,8 milhões), o que indica uma expressiva subenumeração dos óbitos.

implica ser contado de forma dupla, isto é, segundo o NIT anterior, inativo, e segundo o novo NIT recebido.

A sobre-enumeração da população de ativos do CNIS pode ser mitigada excluindo-se do grupo de NITs inativos a fração que corresponde: *i*) aos óbitos estimados e não registrados; e *ii*) aos entrantes preexistentes, que são identificados quando entrante tardio, ou seja, com idade maior do que uma idade mínima. Utilizando estes critérios, foi recalculado o valor médio anual do número de NITs ativos e comparado com a população economicamente ativa estimada com a PNAD. A tabela 6 mostra a razão destes dois números expandidos para o CNIS e para a população brasileira por coorte de nascimento e ano. Os resultados evidenciam, exceto para a primeira coorte de NITs mais antigos, uma relativa consistência entre o CNIS e a PNAD.

TABELA 6

Razão entre o número ajustado de NITs ativos e pessoas na PNAD

Ano/coorte	<1940	1940-1949	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-1989	>1990
1992	1,36	1,09	1,07	1,06	0,92	-	-
1993	1,36	1,08	1,08	1,07	0,94	-	-
1995	1,34	1,07	1,07	1,07	1,06	-	-
1996	1,33	1,06	1,05	1,08	1,06	0,52	-
1997	1,32	1,07	1,06	1,06	1,08	0,68	-
1998	1,29	1,06	1,05	1,06	1,10	0,75	-
1999	1,23	1,03	1,04	1,02	1,07	0,77	-
2001	1,15	1,03	1,03	1,00	1,04	0,77	-
2002	1,09	1,02	1,03	0,99	1,04	0,77	-
2003	0,96	1,01	1,01	0,99	1,04	0,75	-
2004	0,81	1,01	1,00	0,98	1,04	0,74	-
2005	0,62	1,00	1,00	0,99	1,03	0,76	-
2006	0,28	0,98	0,99	0,97	1,03	0,77	0,20
2007	0,32	0,96	0,98	0,96	1,02	0,79	0,20
2008	0,43	0,95	0,96	0,95	1,02	0,80	0,18

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: O número ajustado consistiu em eliminar, dos NITs inativos, um subconjunto que pode ser devido à morte não registrada e aos reentrantes, de acordo com o descrito neste texto.

Esse procedimento gera um número de NITs ativos que parece razoável e tem utilidade para a estimativa de probabilidade de contribuição, ainda que o número acumulado de contribuições esteja subestimado para os contribuintes que se recadastram.

A tabela 7 apresenta o salário, o salário de contribuição e o número acumulado médio de contribuições já realizadas por faixa etária e sexo.¹⁶ Chama atenção que o contribuinte médio está muito longe de conseguir aposentadoria por tempo

16. O salário é a remuneração registrada na folha de pagamento e o salário de contribuição é a base sobre a qual é realizada a contribuição.

de serviço, o que sugere que a maioria se aposenta por idade, opção que exige menos contribuições. Como esperado, há uma diferença a favor dos homens para as variáveis de salário e estoque de contribuição em todas as faixas etárias.

TABELA 7

Salário, salário de contribuição e número acumulado de contribuições, por faixa etária e sexo

	Idade	<20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	60-60	65-65	>70
Salário (R\$)	Homens	341	456	604	760	930	1.123	1.256	1.262	1.187	1.070	970
	Mulheres	338	429	555	652	710	778	845	816	806	961	1.174
Salário de contribuição (R\$)	Homens	312	327	377	377	400	426	515	578	553	496	501
	Mulheres	283	283	327	315	319	343	365	361	352	344	298
Número de contribuições acumuladas (meses)	Homens	8	18	38	68	98	121	131	131	124	116	108
	Mulheres	6	15	30	51	73	88	95	94	95	85	81

Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. As variáveis de salário foram apuradas para contribuições realizadas a partir de dezembro de 1994 e deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com base em abril de 2007.

2. O salário é a remuneração registrada na folha de pagamento e o salário de contribuição é a base sobre a qual é realizada a contribuição.

3. Os contribuintes não individuais informam o salário de contribuição, mas não o salário, e os demais informam o salário, mas não o salário de contribuição.

A tabela 8 apresenta a distribuição do número de contribuições por tipo de contribuinte (sexo e vínculo previdenciário) e faixa etária do trabalhador. Ela mostra que a contribuição voluntária é mais frequente para os trabalhadores de mais idade, e que a grande maioria das contribuições é realizada de forma não voluntária. Também se evidencia que os homens são responsáveis pela maioria das contribuições, não havendo variações significativas nesta dimensão por faixa etária.

TABELA 8

Distribuição das contribuições por tipo de contribuinte e sexo

(Em %)

Tipo/faixa etária	<20	20-25	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	60-60	65-65	>70
Servidor público	1	3	4	5	6	6	6	6	6	6	6
Empregado	89	88	81	76	71	65	59	52	43	40	40
Empregado doméstico	2	3	4	4	4	4	4	4	4	3	2
Outro	4	1	2	2	2	2	2	2	2	2	3
Contribuinte voluntário	4	6	9	13	18	23	29	36	45	50	50
Total	100	101	100	100	101	100	100	100	100	101	101
Homem	58	57	56	57	57	56	56	56	56	58	58

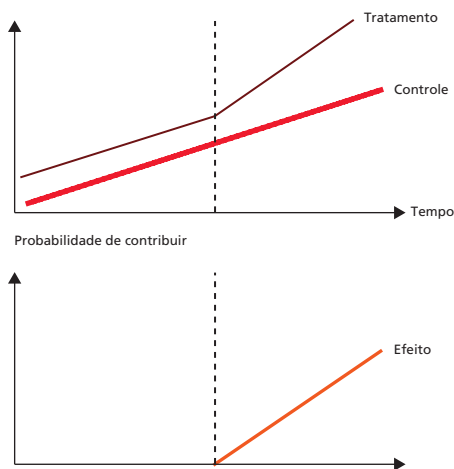
Fonte: Tabela construída com base na amostra do CNIS.

3 METODOLOGIA

Neste estudo, há interesse no efeito do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária. Para isolar o efeito do PSP de outros eventos que podem afetar a decisão contributiva dos trabalhadores, adotar-se-á a abordagem de *diferenças-em-diferenças*. Especificamente, será comparado o comportamento contributivo de um grupo de trabalhadores com maior chance de serem afetados pelo PSP (grupo de tratamento) com o de um grupo de trabalhadores potencialmente não afetados pelo programa (grupo de controle). Esta comparação entre os dois grupos será realizada ao longo de seis semestres, sendo três antes e três depois do lançamento do programa (abril de 2007).¹⁷ O efeito estará adequadamente isolado se a diferença na probabilidade de contribuição voluntária entre os grupos de tratamento e controle for estável antes do PSP. Neste caso, a alteração verificada depois do evento pode ser atribuída ao PSP. A figura 1 ilustra a ideia que baseia esta abordagem.

FIGURA 1

Exemplo ilustrado do método das diferenças-em-diferenças



Elaboração dos autores.

Esta abordagem requer a estimativa da probabilidade de contribuir de forma voluntária, e a definição de um critério para distinguir os grupos de tratamento e controle. Para estimar a probabilidade de contribuir, será utilizado o histórico previdenciário completo dos trabalhadores ativos, que inclui os períodos em que o trabalhador não está contribuindo.

Na seção 2, constatou-se que há elevada proporção de trabalhadores que abandonam o sistema previdenciário e que retornam com outro NIT. Como se

17. Os semestres são: outubro de 2005 a março de 2006; abril a setembro de 2006; outubro de 2006 a março de 2007; abril a setembro de 2007; outubro de 2007 a março de 2008; e abril a setembro de 2008.

utilizará uma janela temporal de apenas três anos, admite-se que este intervalo é suficientemente curto para que a probabilidade de um trabalhador ter mais de um NIT seja suficientemente pequena. Sob esta hipótese, definiu-se como ativo todo trabalhador que tenha tido pelo menos uma contribuição no período de estudo – outubro de 2005 a setembro de 2008 – e que tenha entre 15 e 70 anos de idade.¹⁸

O salário de contribuição do trabalhador foi calculado como a média dos salários de contribuição observados no período de estudo, e considerado como uma característica invariante do trabalhador. Esta construção ignora a evolução da curva salarial e eventuais flutuações de renda, mas pode ser considerada uma aproximação razoável quando a janela de tempo é curta.¹⁹

Para que o trabalhador tenha acesso ao PSP, seu salário de contribuição tem que ser de um SM. Define-se o grupo de tratamento como os trabalhadores que durante o período de análise tiveram um salário de contribuição médio em termos reais até o valor do SM real do mesmo período multiplicado por 1,1. Por sua vez, o grupo de controle é formado por trabalhadores cujo salário de contribuição médio real estava acima de 1,1 e abaixo de quatro vezes o valor do SM real do período.²⁰ Vale observar que, como o SM aumentou de forma expressiva em termos reais durante o período de análise, a distribuição do salário médio deflacionado apresenta massa significativa abaixo de 1,1 SM.

Os contribuintes que podem optar pelo PSP são os contribuintes voluntários não empregados. A contribuição relativa a empregados domésticos é realizada pelo empregador de forma compulsória. A flexibilidade deste tipo de vínculo permite a mudança do tipo de relação de trabalho. Nas duas situações, o PSP pode ter induzido uma modificação na relação de trabalho e por isso vão ser consideradas quatro alternativas que combinam duas definições de contribuinte voluntário – excluindo ou não os empregados domésticos –, e duas definições para o tipo de contribuinte que é afetado pelo PSP – os que têm pelo menos uma contribuição voluntária ou os que têm pelo menos uma contribuição voluntária e não têm contribuição compulsória.

18. Cada registro do CNIS refere-se à contribuição de um NIT em certo mês. O histórico do trabalhador foi completado incluindo-se registros para os NITs de trabalhadores ativos para todos os meses do período em estudo nos quais o NIT não tem registro de contribuição.

19. A renda ou o salário de contribuição do trabalhador ativo não contribuinte não é conhecido, por isto admitiu-se que esta característica é estável e pode ser medida com o valor médio dos salários de contribuição observados.

20. Foi utilizado como deflator o IPCA com base em abril de 2007.

3.1 Modelo

O número de contribuições já realizadas por um trabalhador – o que aqui se denominará ativo previdenciário (AP) – e a sua idade (Id) são determinantes da probabilidade de contribuição e do valor da próxima contribuição, uma vez que, quanto maior o valor destas variáveis, menos o contribuinte precisa investir em tempo e dinheiro para adquirir o direito à aposentadoria. O modelo incorpora estas duas variáveis com termos lineares e quadráticos, e é completado com variáveis indicadoras que identificam se o contribuinte (n) faz parte do grupo de tratamento, e se o mês t faz parte do semestre k . Os coeficientes foram estimados utilizando-se o seguinte modelo probit:

$$\Pr(CI_{nt}=1|z, \theta) = \Phi(\alpha + X_{nt}\beta + \sum_k \lambda_k E_{tk} + \gamma T_n + \sum_k \eta_k E_{tk} T_n) = \Phi(z_{nt} \theta) \quad n \in P \quad (1)$$

No modelo, $z_n = (1, X, T, E_1, \dots, E_6)_n$ e $\theta = (\alpha, \beta, \lambda_1, \dots, \lambda_6, \gamma, \eta_1, \dots, \eta_6)'$. CI assume valor unitário se houve contribuição voluntária e valor zero caso contrário, o vetor X é composto das variáveis $X = (AP, Id, AP^2, Id^2, Id*AP)$, T é uma variável binária com valor unitário se o trabalhador pertence ao grupo de tratamento e valor zero se pertence ao grupo de controle, E_{tk} é uma variável *dummy* que é igual a um se a observação se refere ao mês t do semestre $k=1, \dots, 6$, P denota a amostra para a qual o modelo é estimado (ver a seguir) e os parâmetros do modelo estão representados pelas letras gregas ($\alpha, \beta, \lambda_k, \gamma, \eta_k$). Os parâmetros de interesse são representados por η_k .

O CNIS contém uma proporção de contribuintes que retornam ao sistema com outra identificação, o que distorce as estimativas da probabilidade de contribuir. A fim de se mitigar esta limitação, definiu-se uma janela temporal restrita para caracterizar os contribuintes relevantes para o estudo.

Desse modo, considerou-se PI o conjunto dos trabalhadores que: *i*) tiveram pelo menos uma contribuição individual não nula entre outubro de 2005 e setembro de 2008; e *ii*) tiveram salário de contribuição médio real menor que quatro vezes o valor do SM real deste período.

O comportamento do contribuinte que migra entre os dois tipos básicos de contribuição – voluntária ou compulsória – determina o seu perfil contributivo e pode ser relevante na decisão de contribuir. Por isto foi definido também um subconjunto, $P0$, que exclui de PI todos os contribuintes que não são estritamente voluntários.

O empregado doméstico em princípio não pode optar pelo PSP, mas como este tipo de trabalhador tem uma relação mais próxima com o seu empregador, é possível que, em face do PSP, resolva passar a contribuinte voluntário. Por isto foram adotadas duas definições para a caracterização do contribuinte voluntário:

- *D1*: todas as contribuições do tipo contribuinte individual,²¹ o que implica considerar a contribuição do empregado doméstico²² como voluntária; e
- *D2*: todas as contribuições do tipo contribuinte individual que não sejam devidas por empregados domésticos.

4 RESULTADOS

O modelo probit foi adotado para se estimar a probabilidade de contribuir. Sendo não linear, o efeito sobre a probabilidade de participação do grupo de tratamento não é medido diretamente pelos coeficientes η relativos à interação da variável indicadora de tratamento (T) e da indicadora do período (E). Para se estimar o efeito num caso análogo,²³ Puhani (2008) propôs que se utilizasse a expressão (2), na qual o efeito do PSP é medido por $\pi_k(\theta)$ para os semestres k posteriores à introdução do PSP.

$$\begin{aligned}\pi_k(\theta) &= E\{P(CI_{nt} = 1 | \bar{X}, T=1, E_k = 1, \theta)\} - E\{P(CI_{nt} = 1 | \bar{X}, T=0, E_k = 1, \theta)\} \\ &= \Phi(\bar{X} \beta_+ \lambda_k + \eta + \eta_k) - \Phi(\bar{X} \beta_+ \lambda_k + \eta)\end{aligned}\quad (2)$$

A distribuição de probabilidade desta estatística foi estimada por simulação. Seja uma realização do vetor de parâmetros $\theta^w \sim N(m, v)$ e $\pi_k(\theta^w)$ o valor esperado da diferença de probabilidade correspondente. A distribuição empírica de $\pi_k(\theta)$ é descrita por $\{\pi_k(\theta^1) \dots \pi_k(\theta^w)\}$.

Estimou-se o efeito do PSP separadamente por sexo e para as populações *P0* e *P1*.²⁴ Em cada caso, as estimativas foram obtidas para as amostras definidas por *D1* e *D2*. Os oito modelos estimados estão apresentados na tabela 9, que indica também algumas estatísticas de aderência.

Os coeficientes estimados para as variáveis de interação entre a *dummy* de tratamento (T) e a que identifica o semestre (E) apresentados na tabela 9, e que correspondem às diferenças de probabilidade de contribuição entre os dois grupos, foram copiados para as tabelas 10 e 11 para destacar o efeito do PSP.

21. Identificadas quando a origem da contribuição é do tipo "contribuinte individual".

22. Identificado quando a categoria GFIP ou a contribuição individual são do tipo "empregado doméstico".

23. A abordagem proposta por Puhani (2008) não obtém o valor esperado do efeito porque a função é não linear. A simulação permite resgatar não só o valor esperado do efeito, mas também a distribuição do efeito.

24. As estimativas dos parâmetros do modelo para homens e mulheres foram obtidas com base na população definida por *P0*.

TABELA 9
Estimativas dos parâmetros do modelo probit

		P0		P1		Homens		Mulheres	
		D2	D1	D2	D1	D2	D1	D2	D1
Constante	m	1,3244	1,3244	(0,1476)	(0,1476)	1,9823	1,9823	0,5377	0,5377
	se	(0,0271)	(0,0271)	(0,0205)	(0,0205)	(0,0435)	(0,0435)	(0,0414)	(0,0414)
AP	m	0,0241	24,1418	0,0105	10,5310	0,0236	23,5616	0,0255	25,5182
	se	(0,0002)	(0,1655)	(0,0001)	(0,1110)	(0,0002)	(0,2302)	(0,0003)	(0,2554)
Id	m	(0,0083)	(8,2957)	(0,0031)	(3,0876)	(0,0104)	(10,4067)	(0,0056)	(5,6331)
	se	(0,0001)	(0,0992)	(0,0001)	(0,0736)	(0,0002)	(0,1636)	(0,0002)	(0,1505)
AP*AP	m	0,0000	(0,0199)	0,0000	(0,0221)	0,0000	(0,0124)	0,0000	(0,0301)
	se	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0004)	0,0000	(0,0004)
Id*Id	m	0,0000	0,0073	0,0000	0,0029	0,0000	0,0088	0,0000	0,0051
	se	0,0000	(0,0001)	0,0000	(0,0001)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0001)
AP*Id	m	0,0000	(0,0189)	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0198)	0,0000	(0,0179)
	se	0,0000	(0,0003)	0,0000	(0,0002)	0,0000	(0,0004)	0,0000	(0,0004)
E2	m	0,0164	0,0164	0,0180	0,0180	0,0227	0,0227	0,0115	0,0115
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
E3	m	0,0235	0,0235	0,0236	0,0236	0,0413	0,0413	0,0046	0,0046
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0188)	(0,0188)
E4	m	0,0360	0,0360	0,0428	0,0428	0,0443	0,0443	0,0296	0,0296
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
		P0		P1		Homens		Mulheres	
		D2	D1	D2	D1	D2	D1	D2	D1
E5	m	0,0376	0,0376	0,0468	0,0468	0,0424	0,0424	0,0369	0,0369
	se	(0,0124)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
E6	m	0,0771	0,0771	0,0874	0,0874	0,0946	0,0946	0,0609	0,0609
	se	(0,0123)	(0,0123)	(0,0099)	(0,0099)	(0,0166)	(0,0166)	(0,0187)	(0,0187)
T	m	0,0862	0,0862	0,0833	0,0833	0,0101	0,0101	0,1394	0,1394
	se	(0,0107)	(0,0107)	(0,0087)	(0,0087)	(0,0148)	(0,0148)	(0,0157)	(0,0157)
E2*T	m	0,0188	0,0188	0,0066	0,0066	0,0027	0,0027	0,0321	0,0321
	se	(0,0151)	(0,0151)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E3*T	m	0,0243	0,0243	0,0097	0,0097	0,0008	0,0008	0,0478	0,0478
	se	(0,0151)	(0,0151)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E4*T	m	0,0642	0,0642	0,0314	0,0314	0,0504	0,0504	0,0749	0,0749
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0221)	(0,0221)
E5*T	m	0,1050	0,1050	0,0540	0,0540	0,0859	0,0859	0,1167	0,1167
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0210)	(0,0210)	(0,0220)	(0,0220)
E6*T	m	0,1102	0,1102	0,0547	0,0547	0,0877	0,0877	0,1304	0,1304
	se	(0,0150)	(0,0150)	(0,0122)	(0,0122)	(0,0209)	(0,0209)	(0,0220)	(0,0220)
Log Verossimilhança		-255.319	-262.161	-380.890	-409.648	-122.867	-108.750	-130.404	-149.173
Pseudo-R ²		0,17	0,29	0,08	0,15	0,18	0,30	0,15	0,28
Observações		443.662	531.214	622.956	714.789	217.370	226.151	224.260	302.893

Fonte: Estimação realizada com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. A variável de resposta assume valor unitário se o indivíduo é contribuinte voluntário, e zero caso contrário.

2. As variáveis *AP* e *Id* representam respectivamente o ativo previdenciário (número acumulado de contribuições) e a idade do indivíduo.

3. A variável binária *T* indica se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ou controle e as variáveis *Ek*, $k=2,...,6$, são *dummies* para semestre (a *dummy* do primeiro semestre está omitida).

4. Erros-padrão entre parênteses.

A tabela 10 e o gráfico 3, baseados na amostra *D1*, exibem as estimativas das diferenças de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle para os semestres anteriores e posteriores ao programa.²⁵ Somente as diferenças de probabilidade entre os grupos para os três últimos semestres representam o impacto propriamente dito do programa. Como discutido na seção 3, o método de *diferenças-em-diferenças* requer que o grupo de controle apresente a mesma tendência que o grupo de tratamento para a variável de interesse antes do início do programa. Conforme a tabela, este requisito é atendido, pois os coeficientes relativos aos períodos anteriores ao PSP não são estatisticamente significativos. Por seu turno, os impactos pós-programa são estatisticamente significativos e positivos, indicando que o PSP aumentou a probabilidade de contribuição voluntária. Estes resultados são válidos para ambas as amostras, *P0* e *P1*, diferindo muito pouco em termos de magnitude entre elas. É interessante notar que o impacto cresce de 0,9 para 1,5 ponto percentual (p.p.) entre o primeiro e o segundo semestre após o programa, permanecendo em torno deste patamar no último semestre da amostra. Os resultados para as amostras de homens e de mulheres também se revelam positivos e estatisticamente significativos somente após a introdução do programa. Entretanto, a magnitude do impacto se mostra distinta entre os dois grupos de gênero, sendo bastante mais elevada para as mulheres. De fato, o efeito estimado para as mulheres (homens) é de cerca de 2 (0,5) p.p. no primeiro semestre após o início do programa, aumenta para aproximadamente 3,1 (0,8) p.p. no segundo, apresentando um outro aumento para 3,6 (0,9) p.p. no último semestre do período de análise. O gráfico 3, que exibe os limites inferior e superior do intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade de contribuição entre tratados e controles, confirma os resultados encontrados.

TABELA 10

Efeito do tratamento por tipo de população, considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários

	P0		P1		Homens		Mulheres	
	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão
Abr./2006-set./2006	0,002	0,002	0,002	0,003	0,000	0,002	0,008	0,006
Out./2006-mar./2007	0,003	0,002	0,003	0,003	0,000	0,002	0,012	0,006
Abr./2007-set./2007	0,009	0,002	0,009	0,003	0,005	0,002	0,020	0,006
Out./2007-mar./2008	0,015	0,003	0,015	0,004	0,008	0,003	0,031	0,007
Abr./2008-set./2008	0,017	0,003	0,016	0,004	0,009	0,003	0,036	0,007

Fonte: Estimação realizada com base na amostra do CNIS.

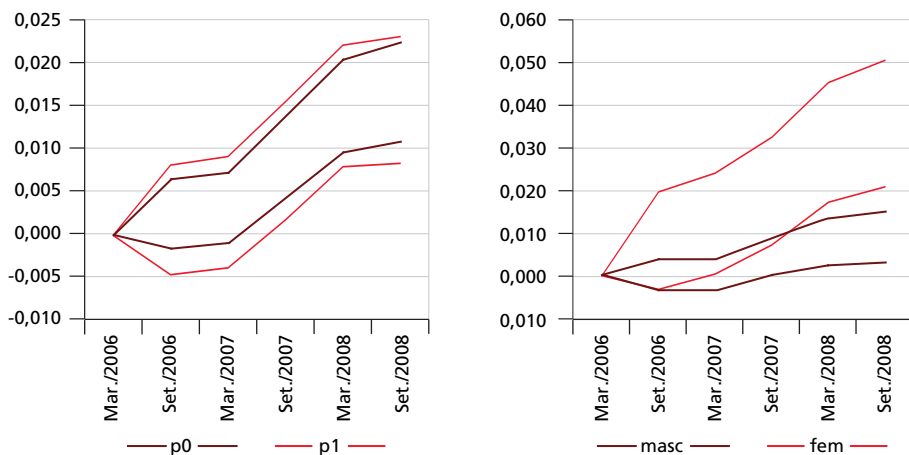
Obs.: 1. Diferença da probabilidade esperada entre os grupos de tratamento e controle por semestre.

2. Utilizou-se o método de Puhani (2008) descrito no texto.

25. Observe-se que a *dummy* referente ao primeiro semestre do período em análise foi omitida.

GRÁFICO 3

Intervalo de confiança da estimativa da diferença de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle, considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários



Obs.: 1. Grupos: todos os contribuintes ($p1$); os que têm apenas contribuição voluntária ($p0$); subconjunto de homens e mulheres do grupo $p0$ (considerando-se empregado doméstico como contribuinte voluntário).

2. As duas curvas mostram o intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade entre os grupos por semestre.

A tabela 11 e o gráfico 4 repetem a análise para o caso em que os empregados domésticos não são considerados contribuintes voluntários (amostra $D2$). Os resultados são qualitativa e quantitativamente semelhantes aos anteriores, pois mostram as mesmas tendências para os grupos de tratamento e controle pré-programa, além de efeitos estatisticamente significativos e de magnitudes parecidas.

O objetivo deste estudo é avaliar o efeito do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária. Pelos resultados, constata-se que se pode atribuir um aumento estatisticamente significativo desta probabilidade ao PSP. A pergunta que segue é qual o efeito sobre o número total de contribuintes.

O efeito sobre o número de contribuintes foi calculado multiplicando-se a estimativa do efeito do PSP – diferença da probabilidade de contribuir – pelo número de contribuições do grupo tratado. Para facilitar a interpretação, na tabela 12 apresenta-se este valor como o aumento no número médio de contribuintes,²⁶ calculados separadamente para cada um dos modelos.²⁷ A tabela mostra que o efeito do PSP: *i*) é crescente com o tempo; *ii*) é semelhante para as amostras $P0$ e $P1$; *iii*) é diferente entre os gêneros, indicando a heterogeneidade de resposta; e *iv*) é semelhante qualitativamente, quando incluído o empregado doméstico como contribuinte voluntário.

26. O aumento no número de contribuições foi dividido por seis, o número de meses no semestre.

27. A forma com que os resultados foram construídos não garante que a soma das estimativas por gênero seja consistente com a estimativa para a população total ($P0$). Isto se deve ao fato de que um modelo foi estimado para cada caso e, portanto, a estimativa da resposta dos modelos de cada gênero e do total não são iguais.

TABELA 11

Efeito do tratamento por tipo de população, não considerando empregados domésticos como contribuintes voluntários

	P0		P1		Homens		Mulheres	
	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão	Diferença	Erro-padrão
Abr./2006-set./2006	0,002	0,002	0,002	0,003	0,000	0,002	0,008	0,005
Out./2006-mar./2007	0,003	0,002	0,003	0,003	0,000	0,002	0,012	0,006
Abr./2007-set./2007	0,009	0,002	0,009	0,003	0,005	0,002	0,019	0,006
Out./2007-mar./2008	0,015	0,003	0,015	0,003	0,008	0,002	0,030	0,007
Abr./2008-set./2008	0,016	0,003	0,015	0,004	0,009	0,003	0,035	0,007

Fonte: Estimação realizada com base na amostra do CNIS.

Obs.: 1. Diferença da probabilidade esperada entre os grupos de tratamento e controle por semestre.

2. Utilizou-se o método de Puhani (2008) descrito no texto.

TABELA 12

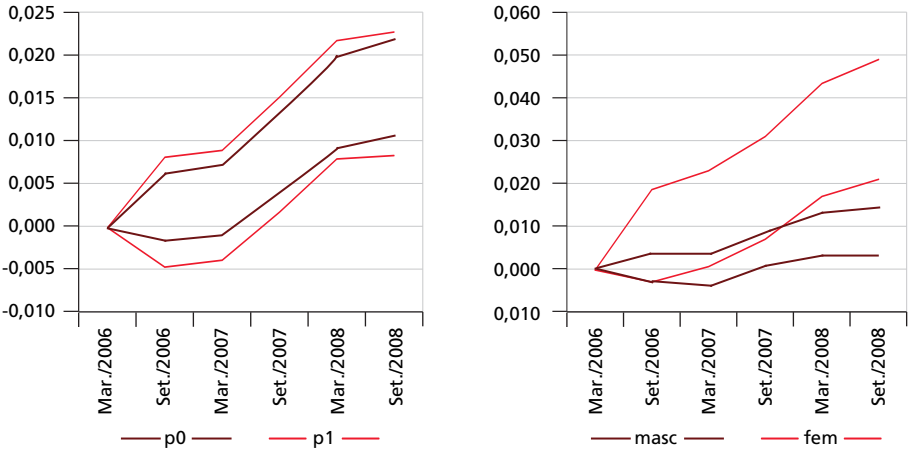
Estimativa do efeito do PSP sobre o número médio de contribuintes (Em milhares)

	D1				D2			
	P0	P1	Homens	Mulheres	P0	P1	Homens	Mulheres
Abr./2007-set./2007	101	98	52	222	84	82	44	185
Out./2007-mar./2008	170	170	91	351	141	142	75	294
Abr./2008-set./2008	189	178	101	402	156	149	84	337

Fonte: Estimação realizada com base na amostra do CNIS.

GRÁFICO 4

Intervalo de confiança da estimativa da diferença de probabilidade de contribuição entre os grupos de tratamento e controle, não considerando empregado doméstico como contribuinte voluntário



Obs.: 1. Grupos: todos os contribuintes ($p1$); os que têm apenas contribuição voluntária ($p0$); subconjunto de homens e mulheres do grupo $p0$ (não se considerando empregado doméstico como contribuinte voluntário).

2. As duas curvas mostram o intervalo de confiança de 95% para as diferenças de probabilidade entre os grupos por semestre.

5 CONCLUSÕES

Este estudo procurou avaliar o impacto do PSP sobre a probabilidade de contribuição voluntária para o sistema de previdência no Brasil. Para tanto, foram utilizados os microdados de uma amostra do CNIS. Embora contenha informações limitadas sobre características do trabalhador, esta amostra tem a grande vantagem de possuir o histórico contributivo dos trabalhadores.

Inicialmente foi apresentada uma análise preliminar da amostra do CNIS, que promete ser uma fonte importante de análise do comportamento contributivo dos trabalhadores. Verificou-se a representatividade do CNIS e as suas principais desvantagens.

O método de identificação do impacto foi o de *diferenças-em-diferenças*, o qual requer que os grupos de indivíduos afetados (tratamento) e não afetados (controle) pelo programa possuam tendências comuns em relação à variável de interesse (no caso presente, contribuição voluntária à Previdência) antes da introdução da intervenção. Utilizou-se uma versão modificada deste método que simultaneamente permite testar a validade desta condição e estimar o efeito do programa. Para computar o impacto, empregou-se a abordagem proposta por Puhani (2008), implementada utilizando-se o método de Monte Carlo para estimar não apenas o efeito esperado, mas também a distribuição deste efeito.

Os resultados atestam que o PSP aumentou a probabilidade de os trabalhadores que ganham em torno de um SM realizarem contribuição voluntária. A abordagem foi repetida para diferentes conjuntos de trabalhadores, de forma a se avaliar a robustez dos resultados.

O método de avaliação de efeito adotado, ainda que rigoroso, não permite examinar o efeito de alterações de políticas ainda não implementadas. Uma extensão deste trabalho é o desenvolvimento de um modelo estrutural de decisão contributiva capaz de prever a reação dos trabalhadores a alterações das regras previdenciárias. Naturalmente, um primeiro uso de um modelo como este seria verificar a sua capacidade de explicar a reação dos contribuintes voluntários diante da alteração de alíquota promovida pelo PSP. Este e outros exercícios serão objeto de pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- AUERBACH, P.; GENONI, M. E.; PAGÉS, C. **Social security coverage and the labor market in developing countries**. Inter-American Development Bank, 2005. (RES Working Papers, n. 4421).
- BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A. A.; KANSO, S. **Dinâmica populacional brasileira na virada do século XX**. Rio de Janeiro: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1034).
- NERI, M. **Os empresários da Rocinha**. Rio de Janeiro, 1998.
- NERI, M. *et al.* Em busca de incentivos para atrair o trabalhador autônomo para a Previdência Social. **Nova Economia**, v. 17, n. 3, p. 363-394, 2007.
- PUHANI, P. A. **The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear difference-in-difference models**. Institute for the Study of Labor, 2008. (IZA Discussion Papers, n. 3478).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- CARD, D.; KRUEGER, A. B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. **American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 772-93, 1994.
- _____. **Myth and measurement: the new economics of the minimum wage**. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- CORSEUIL, C. H.; CARNEIRO, F. G. **Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salários no Brasil: evidências a partir de dados longitudinais e séries temporais**. Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 849).
- MEYER, B. D. Natural and quasi-experiments in economics. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 13, n. 2, p. 151-61. 1995.
- FAJNZYLBER, P. R. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., 2001. **Anais...**
- NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001. **Journal of Development Economics**, v. 80, n. 1, p. 136-159, 2006.

DETERMINANTES DOS DESÁGIOS NOS LEILÕES DE TRANSMISSÃO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL ENTRE 1999 E 2010¹

Katia Rocha²

Ajax Moreira³

Rodrigo Limp⁴

1 INTRODUÇÃO

O novo marco regulatório do setor elétrico brasileiro, implementado pela Lei nº 10.848, de 15 de março de 2004, e regulamentado pelo Decreto nº 5.163, de 30 de julho de 2004, possui como principais objetivos: “garantir a segurança do suprimento de energia elétrica; promover a modicidade tarifária por meio da contratação eficiente; e remunerar de forma justa os investimentos em capital”.

A segurança do suprimento é garantida por uma série de medidas, entre as quais se destacam: a realização de *leilões para outorga da expansão da geração e transmissão*, nos quais os licitantes vencedores celebram contratos bilaterais de longo prazo com as distribuidoras; a exigência de 100% de contratação da demanda pelas distribuidoras; o contrato lastreado em capacidade firme de geração; e o monitoramento permanente do setor.

Em um sistema predominantemente hidrelétrico como o brasileiro, as linhas de transmissão exercem um papel fundamental de interligação e remanejamento de recursos hídricos. Dessa forma, pode-se dizer que o investimento em novas linhas de transmissão equivale a *usinas virtuais*, já que o transporte de energia de um lugar para outro pode substituir a necessidade de construção de novas usinas.⁵

A estimativa da evolução física dos sistemas de transmissão no período 2011-2020, segundo o Plano Decenal de Expansão de 2020 (PDE 2020) relativamente

1. Este estudo foi publicado em fevereiro de 2012, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1703.

2. Técnica em Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

3. Coordenador de Economia Financeira da Dimac/Ipea.

4. Especialista em regulação da SCT/Aneel.

5. As linhas de transmissão de energia elétrica são indispensáveis para interligar os submercados de energia elétrica e conectar pontos distantes dos centros de geração, permitindo a promoção de um processo de equalização dos preços da energia por meio da minimização dos estrangulamentos entre os submercados, resultando na adoção de um despacho ótimo do parque gerador, sendo uma forma barata e rápida de atender à demanda nestes locais, se comparada à instalação de usinas de geração. A interligação elétrica entre regiões possibilita ainda a otimização energética das bacias hidrográficas, com o aproveitamento de suas diversidades hidrológicas, além de aumentar a segurança do sistema.

às linhas de transmissão (km) e à capacidade de transformação do Megavolt ampère ou da potência aparente (MVA), é apresentada nas tabelas 1 e 2.

Segundo o PDE de 2020, o valor total dos investimentos previstos para expansão da transmissão de energia elétrica atinge cerca de R\$ 46,4 bilhões, sendo R\$ 30 bilhões (64,7%) em linhas de transmissão e R\$ 16,4 bilhões (35,3%) em subestações. Considerando apenas as novas instalações de transmissão previstas e ainda não licitadas, o valor total resulta da ordem de R\$ 29 bilhões, sendo cerca de R\$ 19 bilhões (65,5%) em linhas de transmissão e R\$ 10 bilhões (34,5%) em subestações.

TABELA 1
Estimativa da evolução física de linhas de transmissão (km)

Tensão	750kV	±600kV	500kV	440kV	345kV	230kV	Total
Existente em 2010	2.698	1.612	34.190	6.809	9.991	44.349	99.649
2011-2015	-	7.050	15.474	9	252	9.512	32.297
2016-2020	-	3.750	6.176	-	-	330	10.256
Total (2011-2020)	-	10.800	21.650	9	252	9.842	42.553
Estimativa (2020)	2.698	12.412	55.840	6.818	10.243	54.191	142.202

Fonte: PDE de 2020 – Empresa de Pesquisa Energética (EPE).

TABELA 2
Estimativa da evolução física de transformação (MVA)

Tensão	750kV	500kV	440kV	345kV	230kV	Total
Existente em 2010	-	-	-	-	-	222.119
2011-2015	1.500	24.830	3.733	9.072	18.295	57.430
2016-2020	0	9.497	0	100	2.224	11.821
Total (2011-2020)	1.500	34.327	3.733	9.172	20.519	69.251
Estimativa (2020)	-	-	-	-	-	291.370

Fonte: PDE de 2020 – EPE.

De janeiro de 1999 a dezembro de 2010, a Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) licitou 135 lotes de linhas de transmissão (km) e/ou subestação (MVA), que totalizam 37.454,6 km e 63.772 MVA, como ilustrado na tabela 3, perfazendo um total de 576 lances.

TABELA 3
Lotes de linhas de transmissão e subestação leiloados (1999-2010)

Ano	km	MVA
1999	758,0	772
2000	4.495,0	3.900

(Continua)

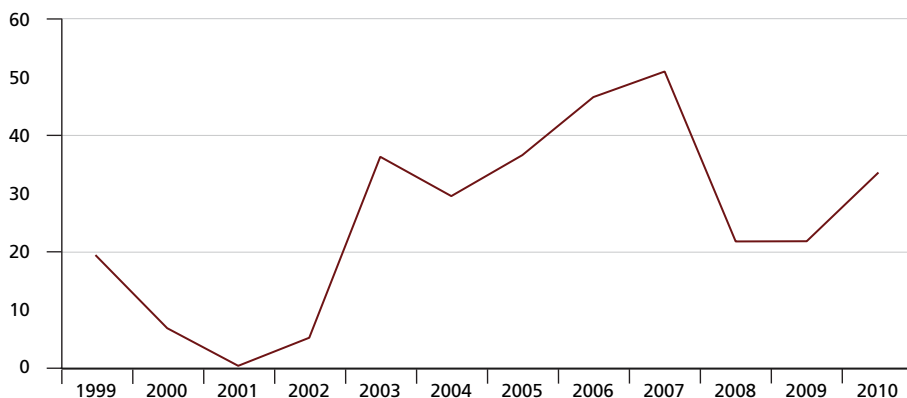
(Continuação)

Ano	km	MVA
2001	711,0	1.200
2002	1.850,4	0
2003	1.787,0	0
2004	3.887,4	2.350
2005	3.055,8	4.000
2006	3.275,0	7.304
2007	1.930,0	660
2008	10.507,8	25.425
2009	3.382,2	13.900
2010	1.815,0	4.261

Fonte: Aneel.
Elaboração dos autores.

Nesses leilões, houve significativo deságio médio anual, conforme ilustra o gráfico 1.

GRÁFICO 1
Deságio médio anual (1999-2010)
(Em %)



Fonte: Aneel.
Elaboração dos autores.

Poucos são os artigos acadêmicos encontrados na literatura que analisam os determinantes dos altos deságios médios praticados no mercado de transmissão elétrica brasileiro. Castro e Brandão (2007a) e (2007b) argumentam que os altos deságios estão relacionados, especialmente, à queda do risco Brasil, à alta liquidez internacional, à dinâmica das empresas investidoras epecistas – do inglês *engineering procurement contract* (EPC) –, cujo objeto da contratação é a entrega do empreendimento pronto, acabado e em operação, e, finalmente, aos grandes grupos espanhóis, devido a um conjunto de vantagens viabilizado pela estrutura empresarial dessas

companhias, passando por facilidades no acesso ao crédito, engenharia financeira e ganhos tributários. Carlos e Saraiva (2010) argumentam, a partir de um modelo econométrico focando nas linhas de transmissão e nos lances vencedores, que diversos fatores, tais como o número de competidores, os benefícios fiscais ou tributários, a extensão da linha, o custo do investimento e, principalmente, os ganhos de escala e sinergias de empresas que já operavam da região, são os principais determinantes dos altos deságios praticados no período. Motta e Ramos (2011) e Hirota (2006), através da aplicação de versões do modelo de Gandal (1997), confirmam a importância da interdependência e das economias de escala como fatores determinantes para os altos deságios.

O objetivo deste estudo é analisar os determinantes dos deságios no setor de transmissão elétrica brasileiro no período 1999-2010, através de um modelo econométrico que considera a heterogeneidade entre os lances vencedores e perdedores, e a endogeneidade desta clivagem. Para isto, utiliza o estimador proposto por Heckman (1979) apresentado em Cameron e Trivedi (2005). Dessa forma, analisa-se o conjunto total de lances (vencedores e perdedores) e explicita-se a heterogeneidade entre o grupo vencedor e o perdedor, além de corrigir para o viés devido à endogeneidade desta classificação (vencedor/perdedor). Esse é um aspecto importante, mas negligenciado em estudos anteriores, que focam apenas os lances vencedores e ignoram a heterogeneidade entre os grupos. Neste estudo, a condição de vencedor revela a heterogeneidade entre os agentes, seja devido à assimetria de informação, ou a sinergias locais (interdependência e ganhos de escala pelo fato de a empresa já possuir investimentos na região do lote a ser leilado). Dessa forma, o estudo se justifica como objeto de pesquisa, uma vez que estudos voltados somente para lances vencedores, ou que ignorem a correção por causa da endogeneidade da seleção do grupo vencedor, podem levar a conclusões impróprias.

A seção 2 faz uma breve descrição da sistemática dos leilões e apresenta as estatísticas relativas aos lances obtidos e aos tipos de proponentes, com o intuito de proporcionar certa intuição sobre a característica dos proponentes vencedores; a seção 3 apresenta o modelo econométrico proposto que analisa os determinantes dos deságios; e a última seção conclui e propõe extensões naturais ao estudo.

2 O LEILÃO DE TRANSMISSÃO E AS CARACTERÍSTICAS DOS PROPONENTES VENCEDORES

Segundo os editais do leilão divulgados pela Aneel, constitui objeto do leilão a contratação de serviço público de transmissão (linha de transmissão e/ou subestação), mediante outorga, pela menor receita anual permitida (RAP) proposta, de forma individualizada para cada lote, incluindo a construção, a montagem, a operação e a manutenção das instalações de transmissão, por um período de trinta anos, contados a partir da data de assinatura do respectivo contrato

de concessão. A RAP vencedora, estabelecida em reais por ano (R\$/ano) e distribuída em duodécimos, correspondente a uma receita em reais por mês (R\$/mês), será objeto de reajustes anuais pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e de revisões tarifárias a cada cinco anos, nos termos do contrato de concessão e em conformidade com os parâmetros regulatórios estabelecidos pela Aneel.

A RAP máxima (preço teto do leilão) é determinada pela Aneel através do método do fluxo de caixa descontado, considerando como fluxos de caixa a série de recebimentos anuais que amortiza os investimentos em questão a um custo de oportunidade de capital (rentabilidade) definido previamente pelo regulador.⁶ Para tanto, a Aneel se utiliza do conhecimento disponível a respeito dos parâmetros médios de mercado, como custo operacional, de manutenção e investimentos iniciais através de um banco de preços de referência atualizado.

O formato dos leilões das linhas de transmissão equivale a um leilão híbrido entre dois modelos – um leilão de primeiro preço selado (*dutch auction*) seguido de um leilão de viva-voz (*english auction*).⁷ Na primeira fase, cada competidor realiza um lance através de envelope lacrado, contendo a proposta financeira – ou seja, o valor da RAP em reais por ano. Será declarada vencedora de cada lote a proponente que ofertar, em envelope lacrado, o menor valor da RAP para exploração da concessão, desde que os valores ofertados pelas demais proponentes sejam superiores a 5% do valor ofertado pela menor proposta financeira apresentada em envelope lacrado. Caso haja empate, ou pelo menos um lance suficientemente próximo ao menor lance, o leilão prosseguirá, com lances sucessivos efetuados a viva-voz, cujo valor inicial será o da menor oferta apurada nos envelopes para cada lote.⁸

Segundo o edital de licitação para contratação de serviço público de transmissão, poderão participar como proponentes pessoas jurídicas de direito privado nacionais (estatais ou particulares) ou estrangeiras, bem como fundos de investimento em participações (FIPs), isoladamente ou reunidas em consórcio (com indicação da empresa líder).

6. Maiores informações sobre métodos de valoração de ativos regulatórios podem ser encontradas em CC-MED (2002).

7. Segundo Klemperer (2002), os leilões híbridos combinam as características positivas dos dois tipos isolados de leilões. O leilão viva-voz associa maior valor a quem mais valora o bem, pois cada competidor pode exceder um lance a qualquer momento, muito embora esse tipo de leilão esteja sujeito a comportamentos de conluio. O leilão de preço selado não apresenta características de retaliação ou conluio encorajando a entrada de mais participantes; porém, pode ser ineficiente do ponto de vista alocativo, pois falha em alocar o bem a quem mais o valoriza.

8. Dutra e Menezes (2002) argumentam que o leilão híbrido adotado proporciona uma maior renda esperada ao leiloeiro, se comparado a outras configurações de leilões.

A partir das informações disponíveis, elaboramos duas tipologias para os proponentes:

- proponente líder: estatais nacionais, empresas nacionais privadas e grupos estrangeiros; e
- forma de participação: consórcio, estatal nacional isoladamente, empresa nacional privada isoladamente ou empresa estrangeira isoladamente.

O grau de concorrência de um leilão aumenta com o número de proponentes que realizam lances. Dessa forma, os resultados foram tabulados distinguindo-os segundo o número de concorrentes.

A existência de um lance destoante no leilão – muito menor do que os demais lances – é um indício do interesse especial do vencedor proponente naquele lote (e possivelmente relacionado com o efeito conhecido como “maldição do vencedor”). Definimos um lance como sendo destoante quando o deságio é maior do que um valor crítico calculado com os demais lances do mesmo lote.⁹ Este valor crítico, calculado para os leilões com mais do que no mínimo três proponentes, caracteriza o extremo da distribuição dos demais lances, indicando, portanto, que o lance vencedor destoa de forma estatística dos demais lances.

A tabela 4 apresenta o número de lances segundo as duas tipologias propostas e por número de proponentes (n). A quarta linha resume os leilões com poucos proponentes ($n \leq 3$); a quinta linha, os demais leilões ($n > 3$); e as duas penúltimas linhas indicam os lances normais e os lances que foram considerados destoantes.

TABELA 4
Número de lances por proponentes e formas de participação no leilão

Proponentes por lote	Proponente líder			Forma de participação				Total
	Nacional	Estrangeiro	Estatat	Consórcio	Nacional isolado	Estrangeiro isolado	Estatat isolado	
$n = 1$	4	1	15	6	3	1	10	20
$n = 2$	20	8	24	28	13	4	7	52
$n = 3$	32	17	20	34	15	12	8	69
$n \leq 3$	56	26	59	68	31	17	25	141
$n > 3$	146	199	90	111	119	179	26	435
Lance normal $n > 3$	143	192	77	103	116	173	20	412
Lance destoante $n > 3$	3	7	13	8	3	6	6	23
Total	202	225	149	179	150	196	51	576

Fonte: Aneel.
Elaboração dos autores.

9. O valor crítico do lance destoante foi definido como a diferença entre o menor e o maior deságio somada ao deságio mediano. Esta medida é uma adaptação para pequenas amostras do critério de identificação de pontos espúrios apresentada em Tukey (1977).

Os resultados mostram que:

- lotes com poucos proponentes ($n \leq 3$) são dominados por empresa estatal líder (59/141) e por empresa nacional líder (56/141); e
- todos os tipos de empresa realizam lances destoantes, sendo maiores nas estatais líderes (13/23).

A tabela 5 apresenta a distribuição dos lances vencedores segundo as mesmas características acima.

TABELA 5
Lances vencedores por proponentes e formas de participação no leilão

Proponentes por lote	Proponente líder			Forma de participação				Total
	Nacional	Estrangeiro	Estatal	Consórcio	Nacional isolado	Estrangeiro isolado	Estatal isolado	
$n = 1$	4	1	15	6	3	1	10	19
$n = 2$	4	3	18	15	2	2	6	26
$n = 3$	7	5	11	10	3	3	7	23
$n \leq 3$	15	9	44	31	8	6	23	68
$n > 3$	9	27	31	21	9	24	13	67
Lance normal $n > 3$	6	20	18	13	6	18	7	44
Lance destoante $n > 3$	3	7	13	8	3	6	6	23
Total	24	36	75	53	16	30	36	135

Fonte: Aneel.
Elaboração dos autores.

Os resultados mostram os seguintes desenvolvimentos.

- 1) Praticamente metade (68/135) dos lotes leiloados tiveram menos do que três proponentes, sugerindo um interesse diferenciado entre os lotes.
- 2) A maioria dos lotes com menor número de proponentes ($n \leq 3$) foi vencida por empresa estatal líder (44/68) ou por estatal isoladamente (23/68).
- 3) Trinta e quatro por cento (23/67) dos lances vencedores com mais de três proponentes ($n > 3$) foram classificados como destoantes.
- 4) A estatal líder é responsável por 57% do total de lances destoantes (13/23), valor muito superior ao dos proponentes estrangeiros ou nacionais quando líder.

A tabela 6 apresenta a razão entre as medidas das duas tabelas anteriores e equivale à probabilidade condicional de vencer o leilão, dados o tipo de proponente e as formas de participação.

TABELA 6

Probabilidade condicional de vencer a tipologia e formas de participação

Proponente por lote	Proponente líder			Forma de participação				Total
	Nacional	Estrangeiro	Estatat	Consórcios	Nacional isolado	Estrangeiro isolado	Estatat isolado	
$n = 1$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
$n = 2$	0.20	0.38	0.75	0.54	0.15	0.50	0.86	0.50
$n = 3$	0.22	0.29	0.55	0.29	0.20	0.25	0.88	0.33
$n \leq 3$	0.27	0.35	0.75	0.46	0.26	0.35	0.92	0.48
$n > 3$	0.06	0.14	0.34	0.19	0.08	0.13	0.50	0.15
Total	0.12	0.16	0.50	0.30	0.11	0.15	0.71	0.23

Fonte: Aneel.

Elaboração dos autores.

Os resultados mostram que:

- a probabilidade de vencer o leilão é de 71% para a estatal isolada; e
- a probabilidade de vencer das demais é muito inferior, e a probabilidade de vencer de uma empresa nacional ou estrangeira isolada em lotes com mais do que três proponentes ($n > 3$) é de apenas 8% e 13%, enquanto novamente a estatal isolada vence em 50% das vezes.

A tabela 7 apresenta o efeito dessas tipologias sobre os deságios dos leilões.

TABELA 7

Deságio médio por proponentes e formas de participação no leilão

Proponente por lote	Proponente líder			Forma de participação				Total
	Nacional	Estrangeiro	Estatat	Consórcio	Nacional isolado	Estrangeiro isolado	Estatat isolado	
$n = 1$	0.10	0.00	0.08	0.08	0.13	0.00	0.09	0.08
$n = 2$	0.10	0.09	0.18	0.13	0.11	0.09	0.31	0.13
$n = 3$	0.09	0.08	0.22	0.13	0.12	0.10	0.33	0.13
$n \leq 3$	0.10	0.08	0.17	0.13	0.12	0.09	0.23	0.12
$n > 3$	0.18	0.26	0.30	0.24	0.19	0.27	0.29	0.24
Lance normal $n > 3$	0.18	0.26	0.28	0.23	0.19	0.27	0.24	0.23
Lance destoante $n > 3$	0.27	0.31	0.40	0.36	0.27	0.33	0.45	0.36
Total	0.16	0.24	0.26	0.18	0.18	0.26	0.29	0.22

Fonte: Aneel.

Elaboração dos autores.

Os resultados mostram os seguintes desenvolvimentos.

- 1) O aumento do número de proponentes (n) aumenta os deságios, ilustrando o efeito benéfico da concorrência; uma vez que lotes com menos

de três proponentes ($n \leq 3$) resultaram em pequeno deságio médio (12%), e os demais lotes, com maior concorrência, apresentaram deságios médios de 24%.

- 2) Para lotes com menos de três proponentes ($n \leq 3$), a estatal líder ou a isolada apresentaram o maior deságio médio de 17% e 23%, respectivamente.
- 3) O deságio médio da estatal isolada, 29%, é o maior de todos, seguido dos estrangeiros com 26% e dos grupos nacionais com 18%.
- 4) A média dos deságios dos lances classificados como destoantes (36%) é praticamente o dobro da média dos demais deságios (23%).
- 5) A estatal líder (40%) ou de forma isolada (45%) apresenta o maior deságio médio do lance classificado como destoante, indicando maior propensão à característica conhecida como “maldição do vencedor”.¹⁰

A tabela 8 detalha a formação dos consórcios segundo sua composição e ilustra a importância de cada grupo na participação nos investimentos. As últimas três linhas da tabela apresentam os resultados agregados. As colunas denotadas por (#) indicam o número de lances, e as colunas denotadas por (%) indicam a proporção correspondente. A terceira coluna apresenta a probabilidade de vencer no lance realizado por cada tipo de empresa ou consórcio, e a última coluna apresenta a proporção do investimento total que foi realizado pelo tipo de empresa/consórcio.

TABELA 8
Proporção do investimento realizado por tipo de proponente

	Lances (a)		Lances vencedores (b)		Prob. vencer (b)/(a)	Investimento
	#	%	#	%	%	%
Participação em consórcios	179	31	53	39	30	55
1 - Nacional e estrangeiro	13	2	3	2	23	3
2 - Nacional e estatal	83	14	30	22	36	26
3 - Estatal e estrangeiro	2	0	1	1	50	0
4 - Estatal e estrangeiro e nacional	11	2	6	4	55	18
5 - Estrangeiros	16	3	3	2	19	2
6 - Estatais	2	0	2	1	100	0
7 - Nacional	52	9	8	6	15	6
Participação isolada	397	69	82	61	21	45
8 - Estatal isolada	51	9	36	27	71	8
9 - Estrangeira isolada	196	34	30	22	15	26

(Continua)

10. A “maldição do vencedor” foi inicialmente apresentada em Capen, Clapp e Campbell (1971) e, desde então, é um dos conceitos mais aplicados da Teoria de Leilões, sendo mais comum em leilões selados de primeiro preço, segundo Thaler (1988).

(Continuação)

	Lances (a)		Lances vencedores (b)		Prob. vencer (b)/(a)	Investimento
	#	%	#	%	%	%
10 - Nacional isolada	150	26	16	12	11	10
Participação total (c)	576	100	135	100	24	100
11 - Estatal (2 + 3 + 4 + 6 + 8)	149	26	75	56	50	52
12 - Estrangeiro (1 + 3 + 4 + 5 + 9)	238	41	43	32	18	49
13 - Nacional (1 + 2 + 4 + 7 + 10)	309	54	63	47	20	63

Fonte: Aneel.

Elaboração dos autores.

Os resultados agregados por tipo mostram os seguintes desenvolvimentos.

- 1) Propostas realizadas por estatais (linha 11) têm 50% de probabilidade de vencer, fator maior que o dobro das propostas (linhas 12 e 13) nas quais a empresa estatal está ausente, que é de até 20%. Segundo este critério, associar-se a estatais favorece o sucesso no leilão.
- 2) A proporção dos investimentos realizados por propostas vencedoras que tenham alguma participação das estatais é de 52% (linha 11), mas se limita a 8% (linhas 3, 6 e 8) quando excluimos os casos em que as estatais entram em consórcio com grupos nacionais, indicando que as estatais têm operado em parceria com o setor privado nacional.
- 3) A proporção dos investimentos realizados por propostas vencedoras que tenham alguma participação de empresa nacional é de 63% (linha 13), mas se limita a 19% (linhas 1, 7 e 10) quando excluimos os casos em que os grupos nacionais entram em consórcio com estatais, confirmando o diagnóstico de intensa parceria entre os grupos nacionais e as empresas estatais.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

Conforme mencionado anteriormente, a Aneel estima o valor da RAP máxima (preço de reserva) por meio de um método de valoração de ativos baseados em informações a respeito dos parâmetros médios de mercado e de um banco de preços de referência atualizado. No entanto, a evolução e a análise dos altos deságios médios observados nos 135 lotes leiloados no período 1999-2010 se justificam como tema de pesquisa, e características como a dinâmica dos fundamentos da economia brasileira e a liquidez internacional, além de questões relacionadas a assimetria de informação, ganhos de escala, sinergias e eventuais características dos leilões e proponentes podem e devem ser exploradas. As condições macroeconômicas podem ter se alterado entre o momento em que o projeto foi orçado pela Aneel até o momento do leilão. Isto pode ser particularmente importante no período em estudo, caracterizado por momentos de turbulência econômica doméstica ou externa.

A obrigatoriedade de se constituir uma sociedade de propósito específico (SPE) para participação nos leilões de transmissão para FIPs, pessoas jurídicas de direito privado estrangeiras e consórcios nacionais oferece benefícios fiscais (como a possibilidade de adoção da sistemática do lucro real ou lucro presumido, desde que a receita bruta anual não ultrapasse o limite de R\$ 48 milhões) que podem condicionar os deságios.

A razão entre a RAP do edital e o investimento orçado é uma medida da taxa interna de retorno (TIR), ou rentabilidade do investimento, e, naturalmente, projetos com maiores rentabilidades possibilitam maiores deságios. Finalmente, o grau de disputa em certo lote, medido pelo número de proponentes, pode também afetar o deságio.

Além das variáveis acima, o deságio pode ser explicado por componentes não observáveis, como assimetria de informação e vantagens decorrentes de características intrínsecas da empresa proponente, ou da proximidade entre os investimentos já realizados pelo proponente na região do lote leilado (sinergias, interdependência e ganhos de escala). O efeito destas variáveis não observáveis (ou de difícil observação) é revelado com a vitória da proposta. Uma forma de tratar essa questão é admitir que as variáveis não observáveis alteram a relação entre as variáveis explicativas e o deságio, o que implica admitir a heterogeneidade dos coeficientes do modelo entre os lances perdedores e vencedores.

A situação em que temos um modelo para explicar o deságio de cada grupo – vencedor e perdedor – e em que a pertinência ao grupo é determinada endogenamente corresponde ao modelo de Roy, apresentado em Cameron e Trivedi (2005), tratável pelo estimador de dois passos proposto por Heckman (1979).

V é o conjunto dos lances vencedores e P é o dos lances perdedores. O vetor Z representa o conjunto das variáveis que explicam a probabilidade de vencer e que necessariamente não são explicadas pelos deságios; e X , o vetor das variáveis explicativas do deságio.

Dessa forma, o modelo proposto pode ser sumarizado pelas equações (1), (2) e (3), que representam o estimador de Heckman para os deságios (D_i) dos dois grupos: vencedor e perdedor, bem como a probabilidade de o lance ser do tipo vencedor.

$$prob(i \in V) = \Phi(\delta Z) \quad (1)$$

$$D_i = \alpha_v X_i + \lambda_v \Phi(\delta Z) + e_i \quad i \in V \quad (2)$$

$$D_i = \alpha_p X_i + \lambda_p \Phi(\delta Z) + e_i \quad i \notin V \quad (3)$$

As variáveis Z explicam a probabilidade de um lance ser vencedor através do modelo *probit* (1), e as equações (2) e (3) descrevem os deságios dos lances

vencedores ($i \in V$) e perdedores ($i \notin V$) como função de variáveis explicativas dos deságios X e uma variável inversa de Mills, calculada a partir dos resultados de (1) e que corrige o viés devido à endogeneidade da seleção da amostra.

A distinção dos lances vencedores dos perdedores é natural; no entanto, esta distinção é endógena, o que implica viés na estimativa dos parâmetros devido ao efeito de componentes não observados que tornam um lance vencedor. O estimador proposto por Heckman contorna esta situação, sob a condição de identificação de que pelo menos uma componente de Z não seja componente de X , e de que esta componente seja um instrumento, no sentido de que não pode ser explicado pelos deságios.

O modelo foi estimado com a rotina Heckman do programa Stata (StataCorp LP), especificada para a estimação em dois passos como sugerido por Cameron e Trivedi (2005), o que garante que a *probit* associada à equação dos lances vencedores é igual àquela associada à dos lances perdedores. Nesta abordagem, temos variáveis explicativas de dois tipos: as que explicam a probabilidade de vencer (Z), que são características do proponente, e as que explicam o deságio (X), que são características do leilão.

A probabilidade de vencer foi explicada com as tipologias sugeridas – ou seja, a indicação da proponente líder: empresa estatal nacional, estrangeira e nacional, e sua forma de participação no leilão: formação de consórcio ou participação isolada, além de uma variável indicadora construída de sinergia entre o lote leiloadado e os investimentos anteriores na área.¹¹ Todas essas variáveis são exógenas em relação ao deságio.

Cabe ressaltar que os 135 lotes leiloados ocorreram em apenas 22 dias no período 1999-2010, o que restringe muito a variabilidade de informação das variáveis macroeconômicas. Por este motivo, resumimos a escolha das variáveis determinantes dos deságios (X) às indicadas a seguir.

- 1) Risco Brasil: Embi+BR, variável que mede o risco-país e que se relaciona com custo de captação no Brasil, aversão ao risco internacional, credibilidade da política fiscal e taxa de câmbio, entre outros exemplos.¹²
- 2) TIR: taxa de atratividade do investimento, definida como RAP e proposta no edital sobre o custo do investimento orçado pela Aneel.

11. A variável indicadora de sinergia entre uma empresa proponente e o lote leiloadado foi construída assumindo a divisão já existente do Sistema Interligado Nacional (SIN) (Sudeste/Centro-Oeste, Sul, Nordeste e Norte), que a estatal atuante em cada região já apresenta sinergia (valor igual a 1) com a sua própria região, e que todas as demais empresas passam a ter sinergia com um lote de determinada região sempre que já tiverem vencido um lote anterior na mesma região. Evidentemente, outras variáveis de sinergia, interdependência ou ganhos de escala podem ser elaboradas, e sua sofisticação depende do grau de informação disponível. Propomos essa questão como objeto de futuras extensões a este trabalho.

12. Vale mencionar que foram realizados exercícios com outras variáveis macroeconômicas, como taxa de câmbio e aversão ao risco, que não alteraram qualitativamente os resultados obtidos.

- 3) Variáveis indicadoras do número (n) de proponentes: ($n = 1$; $n = 2$; $n = 3$; $n = 4$; $n > 4$).
- 4) Benefício fiscal: variável *dummy* produto da condição de o proponente não ser estatal isolada multiplicada pela proposta de valor inferior a R\$ 48 milhões, o que corresponde a 72% dos lances.¹³

A tabela 9 apresenta os coeficientes estimados de cada modelo, e a coluna H0 corresponde à estatística-t de Student do teste de igualdade entre os coeficientes correspondentes nas duas equações. Valores superiores a 2 rejeitam a hipótese nula e indicam que os coeficientes das propostas vencedoras e perdedoras são diferentes. Como não existem lances perdedores quando é realizado apenas um lance, não é possível estimar o efeito deste fator no modelo “perdedor” e, portanto, a linha está omitida. Por limitação da rotina adotada, também estão omitidas as medidas de incerteza dos estimadores dos parâmetros não lineares (ρ e σ).

TABELA 9
Estimações do modelo

	Vencedor			H0	Perdedor		
	coef1 av	Desvio-padrão	Valor-p		coef2 ap	Desvio-padrão	Valor-p
Risco Brasil	-0.03	0.00	0.001	3.2	-0.01	0.00	0.001
TIR	0.89	0.17	0.001	2.4	0.38	0.13	0.001
$n = 1$	-0.30	0.03	0.001	-	-	-	-
$n = 2$	-0.19	0.03	0.001	1.6	-0.13	0.03	0.001
$n = 3$	-0.13	0.03	0.001	0.5	-0.11	0.02	0.001
$n = 4$	-0.10	0.03	0.010	0.3	-0.11	0.02	0.001
$n > 4$	0.02	0.04	0.640	0.2	0.01	0.02	0.660
Constante	0.45	0.04	0.001	-	0.19	0.02	0.001
Inv. Mills	-0.07	0.02	0.010	-	0.09	0.03	0.001
ρ	-0.57	-	-	-	0.67	-	-
σ	0.11	-	-	-	0.14	-	-

Elaboração dos autores.

A tabela 10 apresenta os resultados para a equação (1), que equivale à *probit* do vencedor, explicada a partir de características intrínsecas do proponente.

13. Os lances inferiores a R\$ 48 milhões, feitos por consórcio de empresas, possuem benefícios fiscais. No entanto, verificou-se que esta variável indicadora não foi estatisticamente significativa nos modelos, e por isso foi excluída da tabela de resultados. De fato, a grande maioria dos lances (72%) é de valor inferior ao montante de R\$ 48 milhões, o que talvez explique este resultado.

TABELA 10
Probit da condição vencedor

	Coefficiente	Desvio-padrão	Valor-p
Estat ¹	0.94	0.20	0.001
Estrangeira ¹	-0.14	0.20	0.490
Nacional ¹	-0.41	0.21	0.050
Consórcio	0.08	0.20	0.700
Sinergia	0.27	0.15	0.080
const	-0.97	0.20	0.001

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Indica a participação da empresa estatal, estrangeira ou nacional, de forma isolada ou em consórcio.

Os resultados mostram os seguintes desenvolvimentos.

- 1) A probabilidade de vencer é explicada (significante a 1%) pela condição de a empresa proponente ser estatal ou associar-se a uma empresa estatal e marginalmente devido à existência de sinergias e ganhos de escalas (significante a 8%), mas não é explicada pela formação de consórcio ou do fato de a proponente ser estatal ou associar-se a uma empresa estrangeira. Vale mencionar que o modelo *probit* relativo à condição do perdedor é, por definição, igual ao resultado apresentado, mas com o sinal trocado.
- 2) Os coeficientes relativos ao risco Brasil e à TIR são significativos e apresentam sinal esperado – ou seja, quanto menor o risco Brasil e maior a rentabilidade esperada, maiores são os deságios, sendo mais importantes para determinação dos deságios dos lances vencedores que dos perdedores. Uma explicação razoável é que o proponente vencedor possua um maior e melhor conjunto de atributos e informação em detrimento do proponente perdedor.
- 3) O número de proponentes é significativo, exceto para maiores que quatro, indicando que a partir de quatro proponentes o grau de concorrência sobre os deságios não é relevante, e os coeficientes são estatisticamente iguais seja para os lances vencedores, seja para os perdedores.
- 4) O grau de concorrência aumenta o deságio de forma não linear – ou seja, lotes com apenas um proponente têm deságios 30% menores do que os com quatro proponentes (10% menores).
- 5) O coeficiente da inversa de Mills é significativo nos dois modelos. Isto indica que estudos que ignoram a endogeneidade da clivagem (vencedor/perdedor) ou que focam apenas os lances vencedores são viesados e podem conduzir a conclusões impróprias.

4 CONCLUSÃO

O estudo investigou os determinantes dos altos deságios praticados nos leilões das linhas de transmissão e subestações no setor elétrico brasileiro entre 1999 e 2010, por meio de um modelo econométrico baseado no modelo de Roy, apresentado em Cameron e Trivedi (2005), e no estimador proposto por Heckman (1979). Tal modelo se caracteriza por explicar o deságio de cada grupo – vencedor e perdedor –, onde a pertinência ao grupo é determinada endogenamente. O modelo analisa os deságios a partir de variáveis observadas e não observadas (fatores latentes), cujo efeito é revelado através da heterogeneidade dos coeficientes entre os grupos vencedor e perdedor. Dessa forma, o modelo parte do conjunto total de lances (vencedores e perdedores) e explicita a heterogeneidade entre o grupo vencedor e o perdedor, além de corrigir o viés devido à endogeneidade desta classificação (vencedor/perdedor). O objeto de pesquisa se justifica na medida em que estudos que focam apenas os lances vencedores ou que ignoram a correção em virtude da endogeneidade da seleção do grupo vencedor podem levar a conclusões impróprias.

Neste estudo, ocorreram as seguintes conclusões.

- 1) Lances realizados por estatais (isoladas ou em consórcios) têm 50% de probabilidade de vencer, e, segundo este critério, ser estatal ou associar-se a uma delas em consórcio aumenta a probabilidade de vencer o leilão.
- 2) Há indicações de que as estatais têm participado dos leilões em intensa parceria com o setor privado nacional.
- 3) A probabilidade de vencer os leilões também se deve à existência de sinergias e ganhos de escala, em virtude de a empresa já possuir investimentos na região do lote a ser leiloado.
- 4) Os deságios são em parte explicados pelo menor risco Brasil e por uma maior rentabilidade do empreendimento, sendo mais importante para determinação dos deságios dos lances vencedores que perdedores, provavelmente devido a um maior e melhor conjunto de atributos e informação do proponente vencedor.
- 5) A estatal isolada apresenta o maior deságio médio (29%).
- 6) A média dos deságios dos lances classificados como destoantes (36%) é praticamente o dobro da média dos demais deságios (23%); e a estatal líder apresenta o maior número (57%) de lances classificados como destoantes, com deságios médios da ordem de 40%, indicando maior propensão à característica conhecida como “maldição do vencedor”.
- 7) O número de concorrentes é significativo para explicação dos deságios, uma vez que lotes com menos de três proponentes resultaram em pequeno

deságio médio (12%), e os demais lotes, com maior concorrência, apresentaram deságios médios de 24%.

- 8) O grau de concorrência influencia o deságio de forma não linear, e a partir de quatro proponentes o grau de concorrência não é mais relevante para os deságios.
- 9) O efeito das variáveis não observadas, representadas pela condição de vencedor no leilão, é estatisticamente significativo, indicando que estudos que focam apenas os lances vencedores ou que ignoram a correção devido à endogeneidade da seleção do grupo vencedor podem conduzir a conclusões impróprias.

As informações disponíveis sobre os grupos participantes do leilão, a identificação das sinergias, a interdependência e os ganhos de escalas potenciais são muito limitadas, e sua sofisticação depende do grau de informação disponível. Propomos essa questão como objeto de futuras extensões a este trabalho. Outra extensão possível se refere à análise da dinâmica do leilão através de informações específicas das propostas na primeira fase (envelope selado) e na segunda fase (concorrência viva-voz), além de ampliar o período de estudo para os leilões realizados a partir de 2011.

REFERÊNCIAS

- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics**: methods and applications. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CARLOS, A.; SARAIVA, J. **Strategic behaviour of winning bids in the Brazilian transmission auctions**. Graduate School of Economics, EPGE/FGV, 2010.
- CASTRO, N.; BRANDÃO, R. **Competitividade nos leilões de linhas de transmissão**. Rio de Janeiro: UFRJ, 2007a. (Working Paper GESEL).
- _____. Os leilões de linhas de transmissão e o Risco Brasil. **Revista GDT**, Ano 3, n. 18, p. 58-59, 2007b.
- CAPEN, E.; CLAPP, V.; CAMPBELL, W. Competitive bidding in high-risk situations. **Journal of Petroleum Technology**, p. 641-653, 1971.
- CC-MED. Commerce Comission. Ministry of Economic Development. **Review of Asset Valuation Methodologies**: electricity lines businesses' system fixed assets. New Zealand, Oct. 2002. Disponível em: <<http://goo.gl/ypPZwV>>
- DUTRA, J.; MENEZES, F. Hybrid auctions. **Economic Letters**, v. 77, p. 301-307, 2002.

GANDAL, N. Sequential auctions of interdependent objects: israeli cable television licenses. **The Journal of Industrial**, Oxford, v. XLV, 1997.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HIROTA, H. **O mercado de concessão de transmissão de energia elétrica no Brasil**. 2006. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2006.

KLEMPERER, P. What really matters in auction design. **Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 1, p. 169-189, 2002.

MOTTA, L.; RAMOS, F. Efeito estratégico sobre os leilões de linhas de transmissão brasileiros: o caso da interdependência. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 43. 2011, São Paulo. **Anais...** São Paulo, 2011.

THALER, R. Anomalies: the winner's curse. **Journal of Economic Perspectives**, v. 2, n. 1, p. 191-202, 1988.

TUKEY, J. W. **Exploratory data analysis**. Boston: Addison-Wesley, 1977.

A REMUNERAÇÃO DOS INVESTIMENTOS EM ENERGIA RENOVÁVEL NO BRASIL: UMA PROPOSTA METODOLÓGICA AO *BENCHMARK* DA UNFCCC PARA O BRASIL¹

Katia Rocha²

Maria Bernadete G. P. Sarmiento Gutierrez³

Philipp Hauser⁴

1 INTRODUÇÃO

Estudos recentes estimam que o investimento no setor de energias renováveis excederá US\$ 10 trilhões nos próximos vinte anos, na maior parte nos países em desenvolvimento. Considerando que a maioria das tecnologias de energias renováveis ainda não é competitiva em relação às não renováveis, nos países em que ocorreu uma implementação significativa das primeiras foi necessária a introdução de incentivos fiscais (UNEP, 2009). Muito provavelmente, esforços similares fiscais serão necessários para viabilizar projetos de energia renovável em países da Ásia, África e América Latina.

O Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL) criado no âmbito da United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC) é o reconhecimento da necessidade de criar incentivos para projetos de energia renovável em países em desenvolvimento. De acordo com a UNFCCC (2009), foi estimada uma transferência de 20 bilhões através da venda de créditos de carbono originadas de projetos renováveis nestes países. Existem diferentes visões sobre a adequação deste mecanismo: enquanto uns afirmam a ocorrência de lucros anormalmente elevados (Harvey, 2007; Wara; Victor, 2008), outros apontam a sua insuficiência como incentivo para estas tecnologias pouco competitivas (The Harvard Project on International Climate Agreements, 2009).

1. Este estudo foi publicado em fevereiro de 2012, na coleção Textos para Discussão do Ipea, n. 1701.

2. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* katia.rocha@ipea.gov.br

3. Técnica de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. *E-mail:* maria-bernadete.gutierrez@ipea.gov.br

4. Mestre em administração de empresas pelo Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (COPPEAD) da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). *E-mail:* philipphauser@web.de

Para obter acesso ao MDL, é necessário que a empresa mostre que o projeto é adicional, ou seja, que a viabilidade econômico-financeira do projeto necessita do MDL; caso contrário, o projeto não é considerado adicional, no sentido de que poderia ocorrer sem o incentivo do MDL. Em termos práticos, a avaliação da adicionalidade pelo Comitê Executivo do MDL é feita da seguinte forma: se o custo de capital do projeto é superior à taxa interna de retorno (TIR), então o MDL é necessário e a adicionalidade deste projeto fica comprovada. Caso esta situação não ocorra, então este projeto que apresenta taxa de retorno superior ao seu custo de capital não é merecedor do MDL.

Esta forma de avaliar a adicionalidade dos investimentos tem sofrido críticas devido à complexidade inerente do método que gera parâmetros específicos para cada tipo de projeto. Mais recentemente, o Comitê Executivo do MDL vem propondo uma simplificação através da padronização de parâmetros por país e por setor que reflitam o retorno esperado dos investimentos, ou seja, um conjunto de *benchmarks* contra os quais os projetos serão avaliados e se qualificam ou não para receber o MDL (UNFCCC, 2011).

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é contribuir ao debate da adequação do MDL como mecanismo capaz de incentivar a implementação de projetos de energia renovável no Brasil através da estimação de parâmetros representativos do custo de capital para energias renováveis. Busca-se estimar uma taxa de retorno *benchmark* para o setor de energia renovável para o Brasil de forma a sugerir aprofundamento no debate de um *benchmark* específico para o setor de energia renovável brasileiro.

Para tal, as seguintes etapas são cumpridas. A seção 2 faz um sumário do cenário brasileiro do planejamento energético futuro no período 2011-2020, assim como do marco regulatório do setor elétrico brasileiro. A seção 3 descreve a metodologia do Weighted Average Cost of Capital (WACC)/Capital Asset Pricing Model (CAPM) baseada nas melhores práticas internacionais de agências reguladoras internacionais como marco teórico para nossa estimação. A seção 4 apresenta os principais resultados, e a última seção apresenta as principais conclusões e extensões naturais deste trabalho.

2 A IMPORTÂNCIA DA TAXA DE RETORNO PARA O SETOR DE ENERGIA RENOVÁVEL

O planejamento integrado da expansão da demanda e da oferta de energia elétrica no período 2011-2020 faz parte do Plano Decenal de Expansão de Energia 2020 (PDE 2020), que prioriza fortemente a maior participação de energia limpa, com 39% de aumento para hidrelétricas e 198% de aumento para fontes renováveis, como Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs), biomassa e eólicas.

Nessas condições, o PDE 2020 foi formulado, tendo entre seus objetivos atender a uma meta de emissões no setor energético compatível com a meta de redução voluntária da emissão global projetada para 2020, na forma estabelecida no Comunicado Nacional do Brasil em Copenhague e na Lei nº 12.187/2009.

A expansão da oferta de energia, se baseada nestas três fontes, conduzirá a um sistema confiável e com caráter limpo, renovável e competitivo. Há que se ressaltar, no entanto, que a concretização deste plano depende principalmente dos incentivos gerados pelas políticas públicas seja na obtenção de licenças ambientais, ou no estabelecimento de um preço teto razoável e competitivo para os leilões de energia renovável, e da participação de investimentos privados nas outorgas de concessões com uma remuneração de capital compatível com o risco do setor.

Nesse sentido, um importante incentivo para as energias renováveis é o MDL, definido no âmbito do Protocolo de Kyoto, através das Reduções Certificadas de Emissão (RCEs), estabelecidas pela UNFCCC. Em julho de 2011, a Junta Executiva da UNFCCC aprovou uma guia revisada para taxas de retorno que poderiam vir a ser utilizadas como valores aproximados de *benchmark* para a análise de adicionalidade de projetos de MDL por grupos de indústrias e países. O relatório propõe para o setor de energia renovável no Brasil uma taxa de 11,75% ao ano (a.a.). em termos reais para o custo do capital próprio. Entretanto, a UNFCCC abre possibilidade para a proposição de outros valores, incluindo a metodologia de CAPM, desde que “tenham sua análise econômico-financeira baseada nas melhores práticas financeiras de mercado e em fontes que possam ser validadas pela Junta Executiva além de propriamente justificadas”.

Assim, o objetivo deste estudo se justifica ao estimar uma taxa de retorno adequada ao risco do segmento de energia renovável brasileiro baseada em uma metodologia amplamente adotada nas melhores práticas de mercado/academia e corroboradas em diversas experiências internacionais de agências reguladoras.

2.1 O marco regulatório do setor elétrico brasileiro e a expansão da geração

O novo marco regulatório do setor elétrico brasileiro, implementado pela Lei nº 10.848, de 15/03/2004, e regulamentado pelo Decreto nº 5.163, de 30 de julho de 2004, possui como principais objetivos: garantir a segurança do suprimento de energia elétrica; promover a modicidade tarifária por meio da contratação eficiente; e “remunerar de forma justa os investimentos em capital”.

A segurança do suprimento é garantida por uma série de medidas, entre as quais se destacam: a realização de leilões para outorga da expansão da geração e transmissão nos quais os licitantes vencedores celebram contratos bilaterais de longo prazo com as distribuidoras; a exigência de 100% de contratação da

demanda pelas distribuidoras; contrato lastreado em capacidade firme de geração; e monitoramento permanente do setor.

Em termos institucionais, o Estado assume papel relevante com a criação da Empresa de Pesquisa Energética (EPE), responsável pelo planejamento de longo prazo do setor; com o Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico (CMSE); com a função de avaliar permanentemente a segurança do suprimento de energia elétrica; e com a Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE), de forma a dar continuidade às atividades relativas à comercialização de energia elétrica no sistema interligado nacional.

O planejamento integrado da expansão da demanda e da oferta de energia elétrica no período 2011-2020 faz parte do PDE 2020, elaborado pela EPE, com as diretrizes e o apoio da equipe da Secretaria de Planejamento e Desenvolvimento Energético (SPE) do Ministério de Minas e Energia (MME), contribuindo para o delineamento das estratégias de desenvolvimento do país a serem traçadas pelo governo federal. A expansão da geração estabelecida no PDE 2020 tem como hipótese um crescimento da economia da ordem de 5% a.a. no decênio 2010-2020 e prioriza a maior participação de hidrelétricas (39% de aumento) e principalmente de fontes renováveis como PCH, biomassa e eólicas (198% de aumento), como ilustrado pela tabela 1.

TABELA 1
Evolução da capacidade instalada por fonte de geração (GW)¹
(Em %)

	2010	2015	2020	1º quinquênio		2º quinquênio		3º quinquênio	
				Incremento	%	Incremento	%	Incremento	%
Hidráulica	82,9	94,1	115,1	11,2	14	21	22	32,2	39
Nuclear	2,0	2	3,4	0,0	0	1,4	70	1,4	70
Térmica	15,5	25,5	25,5	10,0	65	0	0	10,0	65
PCH + biomassa + eólica	9,1	19,3	27,1	10,2	112	7,8	40	18,0	198
Total SIN (GW)	109,6	140,9	171,1	31,3	29	30,2	21	61,5	56

Fontes: MME/EPE (2010) e PDE 2020.

Nota: ¹ Os valores apresentados indicam a potência instalada em dezembro de cada ano e não abrangem as instalações dos sistemas isolados e a autoprodução. Incluem-se as parcelas nacional e importada da geração da Usina Hidrelétrica Itaipu e contempla a geração a gás natural, carvão mineral, óleos combustível e diesel, gás industrial. Salienta-se que o incremento de 65% em relação às térmicas concentra-se totalmente no primeiro quinquênio, decorrente da entrada em operação de usinas já autorizadas, com contratos assinados nos leilões de energia nova, sendo nulo o incremento no segundo quinquênio.

Apesar de os recursos hídricos representarem aproximadamente 80% na matriz elétrica brasileira, o que garante a oferta de energia a preços competitivos e com reduzida emissão de gases efeito estufa (GEE), a expansão do parque hídrico brasileiro através de grandes projetos vem sofrendo crescentemente restrições na

esfera da legislação ambiental. A necessidade de que a expansão na oferta de energia brasileira se baseie também em outras fontes renováveis, diminuindo a importância da fonte hídrica, foi um elemento norteador na elaboração do PDE 2020. Esta elevada participação hídrica ocorre concomitantemente a uma considerável irregularidade no regime pluvial, caracterizado por uma forte sazonalidade, o que fez com que o parque hídrico nacional tenha sido construído com grandes reservatórios capazes de estocar água no período úmido, para conversão em energia elétrica no período seco.

De acordo com a EPE, o atual parque hidrelétrico representa cerca de 30% do potencial hidrelétrico brasileiro. Entretanto, o potencial ainda não aproveitado se encontra na região Norte do Brasil, que, por suas condições geográficas, dificulta a construção de grandes reservatórios. Estas condições físicas adversas se somam a uma rígida legislação ambiental. Estes fatores tornam difícil a construção de novas hidrelétricas que operem em base de reservatório. Os novos projetos hidrelétricos licenciados irão operar como usinas a fio d'água (Belo Monte, Tapajós e outras). Esta é uma tendência inexorável, o que implicará uma menor capacidade de regularização da geração.

Esta restrição impõe um desafio de diversificação ao sistema elétrico nacional em relação ao tipo de fonte de energia ao mesmo tempo capaz de manter a “limpeza” da matriz brasileira, complementando o parque hídrico com usinas que tenham a vocação para operar na base do sistema durante o período seco. Atualmente esta complementação ocorre através de usinas térmicas alimentadas por combustíveis fósseis, que têm o papel de servir como *backup* do sistema. Entretanto, em médio e longo prazos, a competitividade da energia elétrica brasileira requer que a complementação do parque hídrico brasileiro ocorra através de usinas que de fato possam operar na base.

Nesse cenário, a energia eólica, junto com a bioeletricidade e com as PCHs, se constituem nas opções apontadas como as mais promissoras para o Brasil, capazes de atender a critérios ambientais e promover a necessária complementação com o parque hídrico. O PDE 2020 conferiu destaque à questão das emissões de GEE, haja vista o contexto em que se encontram as negociações internacionais sobre a mudança do clima e a posição que o governo brasileiro assumiu com relação ao tema, anunciando durante a 15ª Conferência das Partes (COP-15) da Convenção Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima (UNFCCC) metas voluntárias de reduzir entre 36,1% a 38,9% das emissões totais de GEE projetadas para 2020. Essa meta foi referendada por meio da Lei nº 12.187, que instituiu a Política Nacional sobre Mudança do Clima (PNMC) e foi promulgada pelo Congresso Nacional ainda em dezembro de 2009. Nessas condições, o PDE 2020 foi formulado, tendo, entre seus objetivos, atender a uma meta de emissões no setor energético compatível com a meta de redução voluntária da emissão global projetada para 2020, na forma estabelecida na Comunicação Nacional do Brasil

em Copenhague e na Lei nº 12.187/2009. A expansão da oferta de energia, se baseada nestas três fontes, conduzirá a um sistema confiável e com caráter limpo, renovável e competitivo. Há que se ressaltar, no entanto, que a concretização deste plano depende principalmente da obtenção de Licenças Prévia Ambientais, de modo que as fontes renováveis possam participar dos leilões de compra de energia provenientes de novos empreendimentos, previstos em lei; caso contrário, uma expansão de projetos termelétricos, preferencialmente movidos a gás natural, poderá constituir alternativa de atendimento à demanda, frente a eventuais atrasos dos projetos indicados.

2.2 A atratividade econômica do setor de energia renovável no Brasil

Segundo o relatório do World Bank (2010), uma das maneiras de revitalizar os investimentos em infraestrutura no Brasil inclui o incentivo a uma maior e melhor participação de investimentos privados nas outorgas de concessões com uma remuneração de capital compatível, e eliminações de ineficiências e gargalos, tais como as renegociações excessivas que, em última instância, aumentam o risco e o custo do capital percebido.

Com relação ao desenvolvimento de políticas públicas que proponham incentivar o desenvolvimento de fontes de energias renováveis, o relatório do United Nations Environment Programme/Sustainable Energy Finance Initiative (UNEP/SEFI, 2007) preconiza que estas devem: *i*) ser de fácil entendimento; *ii*) ser transparentes na seleção e implementação eficiente de projetos; e *iii*) promover a estabilidade de regras regulatórias.

Usualmente, projetos de infraestrutura como os de expansão da geração do sistema elétrico, incluindo as fontes de energias renováveis, são financiados através de mecanismos de *project ou corporate finance*, com maior prevalência na modalidade de *project finance*, no qual o fluxo de caixa do próprio projeto determina a estrutura do modelo de financiamento.

Nesse sentido, o governo brasileiro tem definido uma série de incentivos para as energias renováveis, sendo a mais relevante a política de incentivos definida pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que oferece condições de financiamento mais atrativas para tecnologias de geração com baixa intensidade de emissões de GEE, em comparação a empreendimentos de geração térmica à base de óleo combustível e carvão.

Segundo a UNEP (2009), essas medidas se justificam, uma vez que a maioria das tecnologias baseadas em energias renováveis não são competitivas e carecem de incentivos fiscais diversos. A tabela 2 ilustra o intervalo para o custo nivelado da energia por tipo de fonte tecnológica – *Levelized Cost of Energy* (LCOE).

TABELA 2
Intervalo para o custo nivelado de energia (*levelized costs*) – 2009
(\$/MWh)

Tipo de planta	Mínimo	Médio	Máximo
<i>Conventional coal</i>	85,5	94,8	110,8
<i>Advanced coal</i>	100,7	109,4	122,1
<i>Advanced coal with CCS</i>	126,3	136,2	154,5
<i>Natural gas-fired</i>			
<i>Conventional combine cycle</i>	60	66,1	74,1
<i>Advanced combined cycle</i>	56,9	63,1	70,5
<i>Advance CC with CCS</i>	80,8	89,3	104
<i>Conventional combustion turbine</i>	99,2	124,5	144,2
<i>Advanced combustion turbine</i>	87,1	103,5	118,2
<i>Advanced nuclear</i>	109,7	113,9	121,4
<i>Wind</i>	81,9	97	115
<i>Wind offshore</i>	186,7	243,2	349,4
<i>Solar PV</i>	158,7	210,7	323,9
<i>Solar thermal</i>	191,7	311,8	641,6
<i>Geothermal</i>	91,8	101,7	115,7
<i>Biomass</i>	99,5	112,5	133,4
<i>Hydro</i>	58,5	86,4	121,4

Fonte: Energy Information Administration, Annual Energy Outlook 2011, Dec. 2010.

Um importante incentivo para as energias renováveis é o MDL, definido no âmbito do Protocolo de Kyoto. Através desses mecanismos, em particular das RCEs, os investimentos em energias renováveis podem se tornar rentáveis e competitivos em relação a tecnologias usuais. Entretanto, a geração e a venda das RCEs dependem do registro de cada projeto individual segundo as regras do MDL, e para tal um dos requisitos para aprovação corresponde à comprovação de que as reduções de emissão são reais, materiais, permanentes e adicionais ao que teria ocorrido na ausência do incentivo do MDL. Para assegurar que estes princípios sejam atendidos pelos projetos, a UNFCCC tem estabelecido um complexo conjunto de princípios, metodologias, regras e ferramentas que, aplicados dentro de uma sequência de auditorias, visam certificar a integridade ambiental e, em especial, a adicionalidade das reduções de emissão.

No contexto das energias renováveis, a discussão da adicionalidade foi reduzida à elaboração de uma *análise financeira* cujo objetivo é determinar se o projeto, sem a receita dos créditos de carbono, é financeiramente inviável para um investidor-padrão. Desta forma, o MDL requer a comparação do *retorno esperado do investimento* a uma taxa de retorno-padrão que é específica para o projeto em avaliação e para o país em questão.

Dessa forma, a determinação da taxa adequada para fins de comparação tem alta relevância, e a sua análise e validação por parte das Entidades Operacionais Designadas (EOD)⁵ e pela própria Junta Executiva do MDL, responsável pelo registro final, geram incertezas e, conseqüentemente, atrasos no processo.

Na avaliação financeira para fins de comprovação da adicionalidade de um projeto no MDL, pretende-se avaliar se um projeto: *i*) “não é o mais atrativo”; ou *ii*) “não é viável do ponto de vista econômico-financeiro”, sendo, portanto, adicional. Em outros termos, a primeira possibilidade adota uma avaliação comparativa do projeto com outras opções de investimento concretas, e a segunda opção adota uma comparação do projeto com um critério de viabilidade econômico-financeira absoluto. No caso das energias renováveis, é mais comum adotar a segunda possibilidade, considerando que o investidor tem a opção de investir ou não no projeto. Dessa forma, considerando a teoria econômica, sua decisão deveria ser baseada na avaliação de se o investimento é bom quando comparado ao custo de oportunidade de investir em outros investimentos com perfil de risco comparável.

Em julho de 2011, a Junta Executiva da UNFCCC aprovou uma guia revisada – UNFCCC (2011) – para taxas de retorno que poderiam vir a ser utilizadas como valores aproximados de *benchmark (default value)* para a análise de adicionalidade de projetos de MDL por grupos de indústrias e países. O relatório propõe para o setor de energia renovável (Grupo 1) no Brasil uma taxa de 11,75% a.a. em termos reais para o custo do capital próprio (*return on equity*) como base para a TIR do capital próprio (*equity IRR*) do projeto em questão. Entretanto, a UNFCCC abre possibilidade para proposição de outros valores, incluindo a metodologia de CAPM, desde que tenham sua análise econômico-financeira baseada nas melhores práticas de financeiras de mercado e em fontes que possam ser validadas pela Junta Executiva, além de propriamente justificadas.

3 METODOLOGIA PARA TAXA DE RETORNO EM PROJETOS DE ENERGIA RENOVÁVEL NO BRASIL

Como visto anteriormente, a necessidade de diversificação da matriz elétrica brasileira e a gradual escassez da fonte hídrica, incluindo a maior distância aos centros consumidores, faz com que o custo marginal de expansão do sistema brasileiro aumente progressivamente. À medida que o parque gerador se expande, projetos mais caros e distantes dos centros consumidores passam a ser elegíveis para implantação. Esse fato implica maior risco para novos projetos, uma vez que concorrem com usinas já amortizadas e dessa forma mais competitivas.

5. Empresas acreditadas pela Junta Executiva e responsáveis por conduzir as validações e verificações de projetos MDL.

Uma empresa capaz de materializar um novo projeto requer a capacidade de levantar o capital necessário, próprio e/ou de terceiros, e de remunerar este capital adequadamente pelos riscos e retornos inerentes do projeto.

Capital próprio (investidores) ou de terceiros (financiadores) são diferentes formas de financiamento de projetos que focam em diferentes aspectos econômico-financeiros e horizontes temporais. Usualmente, ambas as formas de capital são utilizadas e devem perceber a respectiva justa remuneração. A remuneração do capital, ou custo do capital, representa o custo de oportunidade dos recursos (próprios e ou de terceiros), compatível com o risco e retorno associado ao empreendimento a ser realizado.

A experiência internacional, apresentada pela tabela 3, indica que o modelo de custo médio ponderado de capital (WACC) baseado no CAPM vem sendo largamente empregado pela academia e por diversas agências reguladoras internacionais nos processos de revisões tarifárias.

TABELA 3
A aplicação do modelo de WACC/CAPM nas agências reguladoras internacionais (\$/MWh)

País	Agência reguladora
Brasil	Aneel – Energia elétrica
	Anatel – Telecomunicações
	ANTAQ – Transportes aquaviários
	ANTT – Transportes terrestres
Argentina	ENRE – Electricity
	ENARGAS – Natural gas distribution
Austrália	AER – Australian energy regulator
México	CRE – Energy regulatory commission
Itália	Regulatory authority for electricity and gas
França	ART – Telecommunications regulator
Holanda	DTE – Dutch energy regulators
Inglaterra	OFTEL – Office of telecommunications
	OFCOM – Office of communications
	OFWAT – Water services regulation authority
	OFGEM – Office of the gas and electricity markets
	ORR – Office of the rail regulator
Irlanda	CAA – Civil aviation authority
	CER – Commission of energy regulation
	CAR – Commission of aviation regulation
Nova Zelândia	Commerce Comission – Electricity, gas, airport

Fonte: NECG (2003).
Elaboração dos autores.

Desde a teoria clássica de Modigliani e Miller (1958), o benefício fiscal do endividamento tem sido amplamente aceito na literatura de finanças, ao se estimar o WACC. Na sua forma usual (*vanilla WACC*), o custo de capital é expresso em termos nominais e após os impostos, conforme apresentado a seguir:

$$r_{WACC} = r_E \left(\frac{E}{E + D} \right)^* + r_D (1 - t^*) \left(\frac{D}{E + D} \right)^* \quad (1)$$

onde:

r_E = custo de capital próprio;

r_D = custo do capital de terceiros;

t^* = alíquota marginal de impostos; e

$(E/(D + E))^*$ ou $(D/(D + E))^*$ = estrutura *ótima* de capital.

O primeiro termo do lado direito representa a remuneração do capital próprio e o segundo, a remuneração do capital de terceiros, já inserido o benefício fiscal do endividamento representado pela alíquota marginal de impostos.

3.1 A remuneração do capital próprio

A relação entre risco e retorno começou a formalizar-se a partir do estudo sobre diversificação de carteiras de Markowitz (1952). A relação de risco e retorno foi apresentada por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), que desenvolveram o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM) a partir dos princípios de diversificação de carteiras. O CAPM é um modelo unifatorial e de período único, consistindo em uma relação linear entre o retorno esperado do ativo (ação) e o de uma carteira de mercado. A partir de uma série de hipóteses (mercado completo, expectativas homogêneas, inexistência de custos de transação, restrições de venda a descoberto, mesma taxa de juros para devedores e credores, e retornos normais), o CAPM estabelece que a remuneração exigida por um investidor marginal e diversificado varia em proporção direta com a medida do risco sistemático do ativo (beta).

Por risco sistemático, entende-se o risco residual não eliminado através de uma estratégia de diversificação. Dessa forma, o retorno esperado de um ativo corresponde ao risco que o ativo adiciona à carteira de mercado na proporção direta de seu beta.

Entretanto, na análise de ativos em mercados emergentes, a hipótese de eficiência de mercado implícita no CAPM é bastante controversa. Segundo Pereiro (2001), ao se usar o CAPM para estimar o custo de capital próprio de empresas ou projetos em mercados emergentes, muitas vezes não é clara a validade das hipóteses de eficiência de mercado. Em geral, os mercados acionários dos países emergentes são pequenos, concentrados, possuindo baixa liquidez e pouca representação para a

economia como um todo. Damodaran (2002) segue a mesma linha de argumentação detectando problemas de estimações, uma vez que, normalmente, os índices de mercado em países emergentes possuem elevada concentração em poucos papéis, o que faz com que as estimativas de beta sejam, na verdade, o resultado da regressão em relação aos papéis que possuem grande concentração, ao contrário do índice da carteira de mercado. Além disso, os mercados emergentes apresentam séries temporais de curto período e voláteis devido à existência de inúmeras quebras estruturais como abertura econômica, políticas de controle inflacionário e mudanças de regime cambial, o que dificulta sobremaneira o processo de estimação do parâmetro beta.

O modelo conhecido como *Country Spread Model*, ou CAPM Global com ajustes para risco-país, do banco de investimento Goldman Sachs, elaborado por Mariscal e Lee (1993), considera que todas as empresas em um mercado emergente são igualmente expostas ao risco-país. Deste modo, propõem-se ajustes *ad hoc* para risco-país e para o parâmetro beta, de modo a capturar a estrutura de capital do setor de interesse e os benefícios fiscais do país em questão.⁶

A fórmula abaixo ilustra o modelo:

$$r_e = r_{jG} + \beta_G^{\text{realavancado}} \cdot [r_{MG} - r_{jG}] + r_p \quad (2)$$

onde:

r_e = retorno esperado do capital próprio;

r_{jG} = retorno esperado de ativo global sem risco;

$\beta_G^{\text{Realavancado}}$ = beta médio setorial do mercado global realavancado à estrutura de capital do setor de análise e incorporando os benefícios fiscais do país em questão;

r_{MG} = retorno esperado do mercado global; e

r_p = risco-país.

Cabe ressaltar que este modelo corresponde ao modelo em curso adotado nos processos de revisão tarifária do setor de distribuição e transmissão de energia elétrica brasileiro (Aneel, 2010, 2011).

3.2 Custo do capital de terceiros

Neste estudo adotamos a abordagem de *benchmark* financeiro, que representa o custo real de financiamento de uma empresa estimado através dos preços de mercado de títulos de dívida privada do setor ao qual pertence a empresa.

6. Diversos trabalhos empíricos, como os de Griffin e Karolyi (1998), Heston e Rouwenhorst (1994), Pettit, Ferguson e Gluck (1999) e Hail e Leuz (2004), ressaltam que a prática usual dos agentes de mercado consiste na incorporação do risco-país quando se quer estimar o custo de capital de ativos ou investimentos em mercados emergentes. Do ponto de visto teórico, a incorporação do risco-país implica de fato a adoção *ad hoc* de uma forma de CAPM multifatorial.

Nesse sentido, o setor elétrico brasileiro reúne um conjunto de condições que propiciam a estruturação de novos projetos por meio do mecanismo de *project finance*. Ao longo dos últimos anos, o BNDES tem contribuído intensivamente para a expansão do setor elétrico brasileiro, sendo o principal agente provedor de recursos de longo prazo para o equacionamento das fontes de recursos dos projetos, atuando direta ou conjuntamente com instituições financeiras repassadoras.

Com relação a fontes renováveis, o BNDES, através do programa Financiamento a Empreendimentos (Finem), apoia aproximadamente 80% dos itens financiáveis de projetos que visem à diversificação da matriz energética nacional e que contribuam para a sua sustentabilidade por meio da linha Energias Alternativas, entre os quais projetos de bioeletricidade, biodiesel, bioetanol, energia eólica, energia solar, pequenas centrais hidrelétricas e outras energias alternativas.⁷

A taxa de juros cobrada nessa linha de financiamentos corresponde ao custo financeiro – Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) – acrescido da remuneração do BNDES (0,9% a.a.) e do *spread* de crédito (até 3,57% a.a., conforme o risco de crédito do cliente).

4 ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

4.1 A taxa livre de risco e o prêmio de risco de mercado

Devido à falta de consenso em relação ao período de tempo utilizado na estimação dos parâmetros do CAPM, procurou-se trabalhar com um intervalo representativo baseado em diversas fontes disponíveis, como agências reguladoras nacionais, internacionais ou referências consagradas pela academia, em conformidade com metodologia proposta para a guia revisada de taxas de retorno estabelecidas pela UNFCCC.

As tabelas 4 e 5 ilustram as fontes de referências e dados utilizados.

Em relação à taxa livre de risco de mercado, adotou-se um intervalo de valores relacionados ao primeiro e terceiro quartil (4,83% e 5,48%), além do valor médio (5,29%).

Com respeito ao prêmio de risco de mercado, adotou-se um intervalo de valores relacionados ao primeiro e terceiro quartil (5,00% e 6,00%), além do valor médio (5,54%).

7. Mais detalhes em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Apoio_Financeiro/Produtos/FINEM/energias_alternativas.html>.

TABELA 4
Taxa livre de risco

Referências	Países	Mínimo (%)	Médio (%)	Máximo (%)
Aneel (2010)	Brasil	-	4,96	-
Aneel (2011)	Brasil	-	4,86	-
ARSESP (2011)	Brasil	-	4,19	-
ANTAQ (2009)	Brasil	-	5,23	-
ANTT (2009)	Brasil	-	5,11	-
NECG(2003)	Austrália	4,80	-	7,62
Damodaran (2010)	Estados Unidos	5,28	-	6,96
AER (2009)	Austrália	-	5,68	-
Donovan e Nunez (2011)	Mercado Global	-	3,54	-

Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 5
Prêmio de risco de mercado

Referências	Países	Mínimo (%)	Médio (%)	Máximo (%)
Aneel (2010)	Brasil	-	5,78	-
Aneel (2011)	Brasil	-	5,82	-
ARSESP (2011)	Brasil	-	5,78	-
ANTAQ (2009)	Brasil	-	7,55	-
ANTT (2009)	Brasil	-	2,39	-
NECG (2003)	Austrália	5,00	6,00	6,00
NECG (2003)	Canadá	5,00	5,00	5,50
NECG (2003)	Irlanda	5,00	5,50	6,00
NECG (2003)	Holanda	4,00	5,50	7,00
NECG (2003)	Nova Zelândia	4,50	5,50	6,80
NECG (2003)	Inglaterra	2,50	3,50	5,00
NECG (2003)	Estados Unidos	6,00	6,00	8,50
Damodaran (2010)	Estados Unidos	4,13	-	6,03
AER (2009)	Austrália	-	6,50	-
Donovan e Nunez (2011)	Mercado Global	5,50	-	8,50

Fonte: Elaboração dos autores.

4.2 O risco do setor – parâmetro beta

Foram selecionadas 41 empresas internacionais do setor de energia renovável (eólica, bicomcombustível e solar) do banco de dados Capital IQ em abril de 2011, bem como a média de cinco anos da estrutura de capital da empresa e dos respectivos

betas. Os betas são alavancados e obtidos por regressão linear calculada através de retornos mensais (final do mês) por 60 meses (não menos que 24 meses, caso não disponível). O banco de dados Capital IQ utiliza quatro índices de mercado para a regressão: S&P 500 para empresas americanas, S&P/TSX para canadenses, MSCI EAFE para países desenvolvidos, e MSCI Emerging Markets para outras empresas internacionais.

O beta de cada empresa foi desalavancado com a alíquota marginal de impostos corporativos (τ) disponível no relatório KPMG (2009) através da fórmula a seguir, onde a razão D/E equivale à média dos últimos cinco anos da relação Dívida/ Patrimônio Líquido:

$$\beta_{desalavancado} = \frac{\beta_{alavancado}}{\left[1 + (1 - \tau) \cdot \frac{D}{E} \right]} \quad (3)$$

A tabela 6 apresenta os dados relativos às empresas de energias renováveis selecionadas.

TABELA 6
Empresas classificadas em energia renovável pelo Capital IQ

Empresas	País	Equity (%)	Debt (%)	5 Year's Beta (%)	Taxes (%)	Beta desalavancado (%)
1 EnviroMission Ltd. (ASX:EVM)	Australia	92,44	7,56	0,455	30,00	0,430
2 Infigen Energy (ASX:IFN)	Australia	33,13	66,87	1,010	30,00	0,419
3 Algonquin Power & Utilities Corp. (TSX:AQN)	Canada	47,84	52,16	1,150	33,00	0,665
4 Finavera Wind Energy Inc. (TSXV:FVR)	Canada	43,62	56,38	2,190	33,00	1,174
5 Macquarie Power and Infrastructure Corporation (TSX:MPT)	Canada	58,18	41,82	0,673	33,00	0,454
6 Northland Power Inc. (TSX:NPI)	Canada	60,95	39,05	0,209	33,00	0,146
7 Sea Breeze Power Corp. (TSXV:SBX)	Canada	4,17	95,83	0,226	33,00	0,014
8 Welwind Energy International Corporation (OTCPK:WWEL)	Canada	89,13	10,87	0,200	33,00	0,185
9 Western Wind Energy Corp. (TSXV:WND)	Canada	97,07	2,93	1,960	33,00	1,921
10 Empresa Nacional de Electricidad S.A. (SNSE:ENDESA)	Chile	56,55	43,45	0,197	17,00	0,120
11 Shanxi Zhangze Electric Power Co., Ltd. (SZSE:000767)	China	34,59	65,41	0,615	25,00	0,254
12 Green Wind Energy (CPSE:GW)	Denamark	28,52	71,48	0,860	31,40	0,316
13 Poweo (ENXTPA:ALPWO)	France	63,90	36,10	0,389	33,33	0,283
14 Theolia (ENXTPA:TEO)	France	34,30	65,70	1,560	33,33	0,685

(Continua)

(Continuação)

	Empresas	País	Equity (%)	Debt (%)	5 Year's Beta (%)	Taxes (%)	Beta desalavancado (%)
15	PNE Wind AG (XTRA:PNE3)	Germany	28,44	71,56	0,932	29,44	0,336
16	S&R Biogas Energiesysteme AG (DB:BUF)	Germany	99,88	0,12	0,830	29,44	0,829
17	China Power New Energy Development Company (SEHK:735)	Hong Kong	55,21	44,79	1,900	16,50	1,133
18	China Windpower Group Limited (SEHK:182)	Hong Kong	89,54	10,46	1,940	16,50	1,768
19	BF Utilities Ltd. (BSE:532430)	India	28,84	71,16	2,110	33,99	0,803
20	Greenko Group PLC (AIM:GKO)	India	48,63	51,37	0,704	33,99	0,415
21	Kirloskar Industries Ltd (BSE:500243)	India	80,71	19,29	0,340	33,99	0,294
22	Wellworth Overseas Ltd. (BSE:531752)	India	99,95	0,05	0,431	33,99	0,431
23	ERG Renew S.p.A. (BIT:EGR)	Italy	25,63	74,37	0,839	31,40	0,281
24	Falck Renewables SpA (BIT:FKR)	Italy	58,00	42,00	0,784	31,40	0,524
25	TerniEnergia SpA (BIT:TER)	Italy	70,13	29,87	-0,153	31,40	-0,118
26	Electric Power Development Co. Ltd. (TSE:9513)	Japan	23,03	76,97	0,352	40,69	0,118
27	Polish Energy Partners S.A. (WSE:PEP)	Poland	33,65	66,35	0,705	19,00	0,271
28	EDP Renováveis (ENXTLS:EDPR)	Spain	59,50	40,50	0,615	30,00	0,417
29	Iberdrola Renovables SA (CATS:IBR)	Spain	70,05	29,95	0,670	30,00	0,516
30	Edisun Power Europe AG (SWX:ESUN)	Switzerland	50,75	49,25	0,255	21,17	0,144
31	Etrion Corporation (TSX:ETX)	Switzerland	27,10	72,90	2,000	21,17	0,641
32	International Power plc. Prior to Reverse Merger with GDF SUEZ	United Kingdom	38,80	61,20	0,958	28,00	0,449
33	Renewable Energy Holdings Plc (AIM:REH)	United Kingdom	50,26	49,74	0,788	28,00	0,460
34	Constellation Energy Group, Inc. (NYSE:CEG)	United States	47,12	52,88	1,030	40,00	0,615
35	Juhl Wind, Inc. (OTCBB:JUHL)	United States	41,02	58,98	0,412	40,00	0,221
36	Nacel Energy Corporation (OTCPK:NCEN)	United States	61,73	38,27	0,789	40,00	0,575
37	NRG Energy, Inc. (NYSE:NRG)	United States	43,91	56,09	0,802	40,00	0,454
38	Tegal Corp. (NasdaqCM:TGAL)	United States	99,93	0,07	1,180	40,00	1,179
39	The AES Corporation (NYSE:AES)	United States	29,12	70,88	1,400	40,00	0,569
40	Wind Energy America Inc. (OTCPK:WNEA)	United States	93,19	6,81	0,614	40,00	0,588
41	York Research Corp. (OTCPK:YORK)	United States	31,50	68,50	-0,183	40,00	-0,079

Fonte: Banco de dados do Capital IQ.

A média aritmética dos betas desalavancados foi comparável entre a amostra geral (que inclui países desenvolvidos e em desenvolvimento), países desenvolvidos e Estados Unidos. Como usual, utilizaremos o valor de empresas americanas de 0,515.

Estimação dos betas de empresas do setor de energia renovável renovável por países

Países desenvolvidos e em desenvolvimento	Países desenvolvidos	Estados Unidos
0,510	0,482	0,515

4.3 Risco-país

O risco-país, ou *spread* soberano, corresponde à taxa de juros com a qual um determinado país se financia, acima de uma taxa sem risco adotada como *benchmark*,⁸ e reflete a capacidade do país de honrar seus compromissos, além de condições internacionais de liquidez e aversão ao risco. O risco-país afeta diretamente a capacidade de investimento das empresas e dos governos, sendo um importante elemento na composição dos juros domésticos e no crescimento econômico do país. O *spread* país foi obtido do índice *Emerging Market Bond Index Plus* (Embi+BR) do banco de investimentos J. P. Morgan (2004).

A tabela 7 ilustra os dados de risco-país estabelecidos pelas agências reguladoras brasileiras nos processos de revisões tarifárias, além dos dados médios anuais do índice Embi+BR do banco de investimentos J. P. Morgan referentes a dois períodos: de janeiro de 2001 a dezembro de 2010; e de janeiro de 2006 a dezembro de 2010.

TABELA 7
Estimação do risco-país

Referências	Países	Dados médios (%)
Aneel (2010)	Brasil	4,42
Aneel (2011)	Brasil	4,25
ARSESP (2011)	Brasil	2,67
ANTAQ (2009)	Brasil	2,69
ANTT (2009)	Brasil	6,77
J. P. Morgan 2001-2010	Embi+BR	5,26
J. P. Morgan 2006-2010	Embi+BR	2,45

Fonte: Elaboração dos autores.

Dessa forma, para o risco-país, optou-se por um intervalo de valores relacionados ao primeiro e terceiro quartil (2,68% e 4,84%), além do valor médio (4,07%).

8. Usualmente taxas de juros de títulos do tesouro americano – *treasury notes*.

4.4 Estrutura de capital e alíquota marginal corporativa

Admite-se que, como agentes racionais, a maioria dos investidores em fonte de energia renovável procure se financiar na totalidade disponível do programa Finem/BNDES Energias Alternativas, ou seja, através de uma estrutura de capital de endividamento equivalente a 80%. No entanto, o BNDES limita o endividamento ao índice de cobertura da dívida, sendo usual uma alavancagem da ordem de 50%, o que está em concordância com o valor adotado pelo *benchmark* da UNFCCC (2011).

Admite-se ainda que os investidores no setor de energias renováveis formem uma SPE e sejam tributados com base no Lucro Presumido.

De acordo com a Artigo 14 da Lei nº 9.718/1998 com nova redação dada pela Lei nº 10.637/2002, estão autorizadas a optar pela determinação do Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) com base no lucro presumido as pessoas jurídicas cuja receita bruta total no ano-calendário anterior tenha sido igual ou inferior a R\$ 48 milhões. De acordo com o Decreto nº 3.000 de 1999, do Regulamento do Imposto de Renda (RIR/1999, Artigo 526), a partir de 1º de janeiro de 1998, do imposto apurado com base no lucro presumido não será permitida qualquer dedução a título de incentivo fiscal.

Portanto, a alíquota marginal de impostos será zero não existindo benefícios fiscais de endividamentos.

Considerando uma alavancagem de 50% de endividamento e 50% de capital próprio e uma alíquota marginal de 0%, obtém-se o beta de 1,03 para o setor de energia elétrica renovável brasileiro.

$$\beta_{alavancado} = \beta_{desalavancado} \times \left[1 + (1 - \tau) \cdot \frac{D}{E} \right] = [0,515] \times \left[1 + (1 - 0\%) \cdot \frac{50\%}{50\%} \right] = [1,030] \quad (4)$$

4.5 Custo do capital de terceiros

A taxa de juros cobrada na linha de financiamentos do BNDES para energias renováveis corresponde à TJLP somada à remuneração do BNDES (0,9% a.a.) e a taxa de risco de crédito (até 3,57% a.a., conforme o risco de crédito do cliente).

Para a TJLP, utilizamos um período de cinco anos – janeiro de 2006 até dezembro de 2010 –, o que totaliza uma taxa de 6,87% a.a., nominal. Considerando a remuneração do BNDES (0,9%) e o *spread* de risco de crédito (3,57%), temos uma taxa de financiamento de 11,34% a.a.

TABELA 8
Custo da dívida
(Em %)

Período	Média TJLP (nominal) % a.a.	BNDES	Risco de crédito	Total
2006-2010	6,87	0,90	3,57	11,34

Fonte: Ipeadata.
Elaboração dos autores.

4.6 A taxa de retorno do setor de energia renovável no Brasil

Considerando os parâmetros anteriormente citados, a tabela 9 apresenta o custo de oportunidade para capital próprio (CAPM) e o custo médio ponderado de capital (WACC) (nominal e real pós-taxas) para investimentos em energias renováveis no Brasil.

Analizando os resultados, pode-se dizer que o Brasil apresenta o valor médio para custo do capital próprio real (*equity IRR*) no segmento de energia renovável da ordem de 12,31% a.a., valor acima do proposto pela UNFCCC (2001) de 11,75%.

Caso optemos por uma ótica conservadora de forma a subsidiar esse segmento no país, poderíamos chegar a um valor real e plausível de 15,60% a.a.

TABELA 9
Taxa de retorno para energia renovável no Brasil
(Em %)

Taxa de retorno para energia renovável no Brasil (eólica, bicombustível e solar)				
Parâmetros WACC	Mínimo	Médio	Máximo	UNFCCC (2011)
Taxa livre de risco	4,83	5,29	5,48	
Prêmio de mercado	5,00	5,54	6,00	
Beta desalavancado	0,515	0,515	0,515	
Beta alavancado	1,030	1,030	1,030	
Risco-país	2,45	4,07	6,77	
CAPM vanilla (nominal)	12,43	15,07	18,43	
Custo da dívida (nominal)	11,34	11,34	11,34	
Meta da inflação BR	4,50	4,50	4,50	
Alavancagem	50	50	50	
CAPM (real)	9,74	12,31	15,60	11,75
WACC vanilla (nominal)	11,89	13,20	14,89	
CPI US	2,45	2,45	2,45	
Custo da dívida (real)	6,55	6,55	6,55	
WACC (real)	8,14	9,43	11,07	

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: O centro da meta da inflação brasileira estabelecida pelo BCB desde 2005 corresponde a 4,5% a.a.; a média anual do Consumer Price Index-United States (CPI-US) desde 2005 foi da ordem de 2,5% a.a., segundo dados disponíveis no Federal Reserve Economic Data.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS E CONCLUSÕES PRINCIPAIS

Sob um ponto de vista ambiental, a escolha da taxa de desconto tem implicações importantes. Uma alta taxa de desconto tem o efeito de que um menor número de projetos passa nos testes usuais, principalmente aqueles com receitas futuras num horizonte de tempo mais longo e com elevados custos iniciais, bem ilustrado por projetos hidroelétricos. Outros projetos, do tipo reflorestamento, em particular de espécies de crescimento lento, muito dificilmente se justificam usando as regras usuais. Outra questão importante refere-se ao tratamento dado a consequências potencialmente catastróficas que, quando descontadas, podem adquirir uma importância relativa mínima. Portanto, considerações ambientais tendem a atuar no sentido de reduzir a taxa de desconto.

Por outro lado, como vimos anteriormente, um importante incentivo para as energias renováveis é o MDL, definido no âmbito do Protocolo de Kyoto, através das RCEs, estabelecidas pela UNFCCC. Em julho de 2011, a Junta Executiva da UNFCCC aprovou uma guia revisada para taxas de retorno que poderiam vir a ser utilizadas como valores aproximados de *benchmark* para a análise de adicionalidade de projetos de MDL por grupos de indústrias e países. Para o setor de energia renovável no Brasil, foi proposta uma taxa de 11,75% a.a. em termos reais para o custo do capital próprio. Entretanto, a UNFCCC abre possibilidade para proposição de outros valores, incluindo a metodologia de CAPM, desde que tenham sua análise econômico-financeira baseada nas melhores práticas financeiras de mercado e em fontes que possam ser validadas pela Junta Executiva, além de propriamente justificadas.

À luz das considerações anteriores e dos parâmetros aqui obtidos, conclui-se que a taxa de retorno proposta pela UNFCCC para o Brasil se encontra abaixo do esperado. Caso optemos por uma ótica conservadora de forma a subsidiar esse segmento no país, poderíamos chegar a um valor real e plausível de 15,60% a.a. Essa análise é de suma importância, uma vez que a energia eólica, junto com a bioeletricidade e com as PCHs, se constituem atualmente nas opções apontadas como as mais promissoras para o Brasil, sendo capazes de atender a critérios ambientais e promover a necessária complementação ao atual parque hídrico brasileiro. Podemos concluir, de forma tentativa, que seria necessária a criação de outros instrumentos para estimular a implementação de projetos de energia renovável em linha com as diretrizes propostas pelo governo brasileiro.

REFERÊNCIAS

AER. **Network Industry Submission – AER Proposed Determination** – Review of the Weighted Average Cost of Capital (WACC) parameters for electricity transmission and distribution. 2009.

ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Nota Técnica** nº 262/2010-SRE/ANEEL. 2010.

_____. **Nota Técnica** nº 025/2011-SRE/ANEEL. 2011.

ANTAQ – AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS. **Nota Técnica** nº 25/2009 – GPP – A. Atualização do custo médio ponderado de capital – WACC, calculado na Nota Técnica nº 17/2007 – GPP, 2009.

ANTT – AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES TERRESTRES. **Nota Técnica** nº 002/MR/PROPASS. Definição da taxa interna de retorno para os estudos de viabilidade do ProPass Brasil, 2009.

ARSESP. **Nota Técnica** nº RTS/01/2011. Definição de metodologia e cálculo do custo médio ponderado de capital (WACC).

DAMODARAN, A. **Investment valuation**. Tools and techniques for determining the value of any assets. Wiley Frontiers in Finance, 2002.

_____. 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/oDiBFN>>.

DONOVAN, C.; NUNEZ, L. Figuring what's fair: the cost of equity capital for renewable energy in emerging markets. **Energy Policy**, 2011. Forthcoming.

GRIFFIN, J. M.; KAROLYI, A. Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies. **Journal of Financial Economics**, v. 50, p. 351-373, 1998.

HAIL, L.; LEUZ, C. **International differences in the cost of equity capital**: do legal institutions and securities regulation matter? The Wharton School, University of Pennsylvania, 2004. (Working Paper).

HARVEY, F. Beware the carbon offsetting cowboys. **Financial Times**, April 26, 2007.

HESTON, S. L.; ROUWENHORST, K. G. Does industrial structure explain the benefits of international diversification? **Journal of Financial Economics**, v. 36, p. 3-27, 1994.

J. P. Morgan. **Emerging Markets Bond Index Plus** (EMBI+). 2004.

KPMG. **KPMG's Corporate and Indirect Tax Rate Survey 2009**. 2009.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47. n. 1, p. 13-37, 1965.

MARISCAL, J.; LEE, R. **The valuation of Mexican stocks**: an extension of the capital asset pricing model. New York: Goldman Sachs, 1993.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MME/EPE. **Plano Decenal de Expansão de Energia 2019**. Brasília: Ministério de Minas e Energia, Empresa de Pesquisa Energética, 2010.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **American Economic Review**, v. 48, n.3, p. 261-297, 1958.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

NECG. **International comparison of WACC decisions**. Submission to the Productivity Commission Review of the Gas Access Regime. Network Economics Consulting Group, 2003.

PEREIRO, L. The valuation of closely-held companies in Latin America. **Emerging Markets Review**, n. 2, p. 330-370, 2001.

PETTIT, J.; FERGUSON, M.; GLUCK, R. A method for estimating global corporate capital costs: the case of Bestfoods. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 12, n. 3, 1999.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

THE HARVARD PROJECT ON INTERNATIONAL CLIMATE AGREEMENTS. **Options for reforming the clean development mechanism**. Cambridge, MA, 2009. (Issue Brief 2009-1).

UNEP. United Nations Environment Programme. **Financing a global deal on climate change**. 2009.

UNEP/SEFI. **Renewable power, policy, and the cost of capital**. Improving capital market efficiency to support renewable power generation projects. 2007.

UNFCCC. **Annex 13** – Guidelines on the assessment of investment analysis (version 05). 2011.

_____. 2009. Disponível em: <<http://goo.gl/EEt38L>>.

WARA, M.; VICTOR, D. G. **A realistic policy on international carbon offsets**. Stanford University, Program on Energy and Sustainable Development, 2008. (Working Paper, n. 74).

WORLD BANK. **How to revitalize infrastructure investments in Brazil**: public policies for better private participation. 2010. (Report, n. 36624-BR).

REDUÇÃO DA POBREZA DO PRODUTOR AGRÍCOLA E A REDISTRIBUIÇÃO DA TERRA E DA LUCRATIVIDADE¹

Ajax Moreira²

1 INTRODUÇÃO

A pobreza rural, a pobreza entre pessoas que trabalham na agricultura, e a produtividade da atividade agrícola são correlacionadas no espaço. Mas os três conceitos envolvem populações diferentes. Uma parte dos residentes rurais tem trabalhos que não têm relação com a agricultura. Este grupo não é o enfoque deste capítulo. Outro grupo de residentes rurais não tem acesso à terra e sobrevivem principalmente com renda de salários – agrícolas ou não agrícolas. Este grupo também não é o enfoque deste trabalho, que aborda exclusivamente os produtores agrícolas.

Um produtor agrícola de baixa produtividade tem menos renda para sua família, o que aumenta a probabilidade da pobreza na agricultura. Mas a baixa produtividade agrícola não implica necessariamente pobreza, porque os membros da família do produtor podem ter rendas não agrícolas ou receber transferências governamentais. A localização do produtor é importante neste sentido. Por um lado, um produtor de baixa produtividade localizado em uma região de alta produtividade tem mais opção de trabalho agrícola fora da propriedade. De forma parecida, existem mais oportunidades não agrícolas para a família de um produtor que mora perto de uma cidade grande. A alta produtividade, por outro lado, não garante que não exista pobreza entre os produtores agrícolas. Um produtor muito produtivo pode ter terra insuficiente, ou uma família muito grande, para poder gerar um nível de renda *per capita* que supere a linha de pobreza.

O objetivo, aqui, é estudar o potencial da renda exclusivamente agrícola de tirar os produtores agrícolas da pobreza. Um produtor é considerado pobre se a renda *per capita* do seu estabelecimento for menor do que um valor crítico, no qual a renda *per capita* pode ser decomposta em três fatores: *i*) o tamanho da área

1. Este capítulo baseia-se nos resultados de uma pesquisa realizada com Steve Helfand (Universidade da Califórnia Riverside) e Adriano Figueiredo (Universidade Federal de Mato Grosso) e apresentada em um seminário organizado pela The United States Agency for International Development (USAID). As instituições supracitadas e os coautores não têm qualquer responsabilidade sobre as opiniões e conclusões do trabalho.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

do estabelecimento; *ii*) a renda gerada por unidade de área; e *iii*) o número de familiares do produtor. Neste ambiente a quantidade de pobres de um certo grupo de produtores é alterada com a variação de um destes fatores.

Para realizar este exercício utilizou-se a abordagem de Barros, Carvalho e Franco (2006) proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993) na forma não paramétrica, e por Dinardo, Fortin e Lemieux (1995) na forma semiparamétrica. Estas abordagens podem ser vistas como extensões da decomposição de Oaxaca-Blinder para modelos não lineares e medidas não paramétricas.

O exercício consiste em simular o efeito sobre a distribuição da renda *per capita* de um grupo se este tivesse acesso a alguma característica de um outro grupo de referência. Por exemplo: qual seria a distribuição da renda *per capita* dos produtores da região Nordeste (NE) se sua terra fosse distribuída segundo os padrões observados na região Sul, ou qual seria o efeito sobre a distribuição da renda dos produtores do Nordeste se tivessem acesso à produtividade do Sul.

Este exercício é uma extensão da simulação contrafactual implícito na decomposição de Oaxaca-Blinder porque avalia o efeito da substituição da distribuição e não apenas da média da distribuição, e é adequado para a análise do efeito sobre a incidência da pobreza, que é uma propriedade da distribuição e não pode ser calculada a partir de uma média.

O exercício empírico foi realizado com os microdados do Censo Agropecuário de 1995/1996 disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que é a fonte de informações mais completa para se estudar a renda agrícola dos produtores, mas permite apenas o estudo do produtor agrícola e não dispõe de informações sobre rendas não agrícolas, transferências, e a caracterização do produtor.

O Brasil é um país muito grande e as suas regiões são resultados de histórias muito diferentes. Em uma primeira aproximação, o Brasil será dividido em cinco macrorregiões e os exercícios serão realizados para cada uma destas regiões, bem como entre as regiões.

Inicialmente será descrito o perfil da pobreza documentando a relação entre a pobreza rural, a pobreza dos produtores e a produtividade. Na seção 3 será apresentada a metodologia de decomposição da incidência de pobreza entre tipos de produtor, e a seção seguinte descreverá os resultados empíricos. As conclusões são tecidas na quinta seção.

2 O PERFIL DO POBRE

O conceito de pobreza que será adotado neste capítulo refere-se à renda agrícola insuficiente por membro da família ocupado no estabelecimento. O conceito só é relevante para produtores agrícolas, e só contempla a renda oriunda da agricultura.

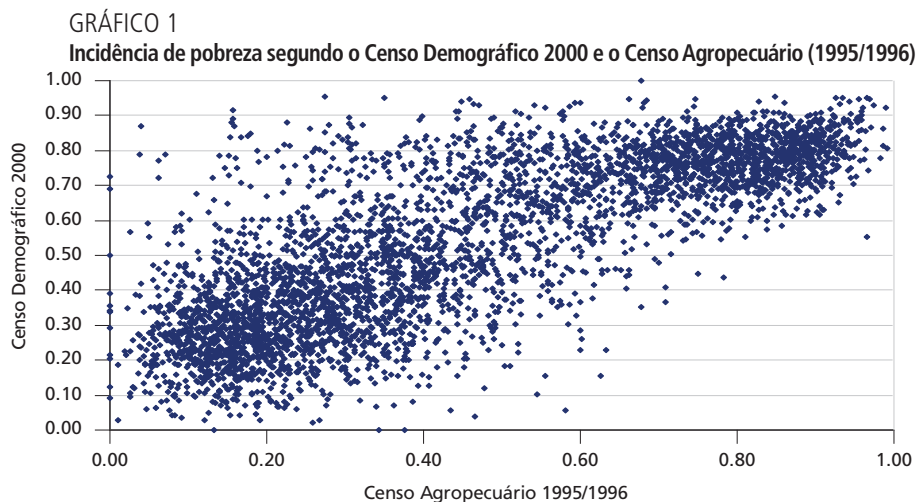
Esta medida tem algumas diferenças importantes em relação a medidas de pobreza feitas com pesquisas domiciliares, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) ou o censo demográfico. Por um lado, o conceito utilizado aqui subestima a renda total da família do produtor porque ignora as demais fontes de renda – transferências e renda do trabalho fora do estabelecimento. Em compensação, mede a renda agrícola melhor do que a PNAD ou o censo demográfico porque capta a parcela da produção agrícola usada para subsistência. Por outro lado, as pesquisas domiciliares captam o tamanho efetivo da família, e o censo agropecuário utilizado aqui só capta os membros da família ocupados no estabelecimento. Estas diferenças sugerem cuidado no uso do conceito de pobreza aqui adotado. Só é apropriado para estudar questões de produção e renda estritamente agrícolas, e o potencial de a agricultura, por si só, resolver o problema da pobreza entre os produtores. Apesar das diferenças, os resultados mostram que a incidência de pobreza medida com este conceito está altamente correlacionada com o conceito domiciliar de pobreza rural.

A renda por membro ocupado no estabelecimento é medida com o valor da produção líquido dos gastos correntes dividido por um índice da quantidade de trabalhadores ocupados da família.³ A incidência de pobreza é medida pela proporção dos estabelecimentos em que a renda por membro da família ocupado no estabelecimento é inferior a uma linha de pobreza comum para todas as regiões. Foram utilizadas duas linhas de pobreza, equivalentes a um quarto e a meio salário mínimo, referentes a agosto de 2000, deflacionadas para dezembro de 1995. Estas linhas são iguais às utilizadas no *Atlas de desenvolvimento humano* (Ipea, 2000) e em Helfand e Levine (2006). Resultou em classificar como extremamente pobres os estabelecimentos com renda *per capita* menor que R\$ 350 anuais, e pobres os com renda *per capita* menor que R\$ 700 anuais em 1995/1996.

O gráfico 1 mostra a correlação municipal⁴ entre os dois conceitos de pobreza – a dos produtores agrícolas medida com o Censo Agropecuário de 1995/1996 e a rural medida por Helfand e Levine (2006). A primeira medida de pobreza foi definida nos parágrafos anteriores, e a segunda usa o conceito usual de pobreza em base da renda monetária domiciliar *per capita*. O gráfico revela uma correlação muito alta entre as duas medidas de pobreza. Isto reflete a alta proporção de famílias rurais que têm renda agrícola, e a similaridade dos conceitos. De fato, a correlação municipal entre a medida de pobreza dos produtores em 1995 e a pobreza rural no ano 2000 era 0.80.

3. O índice pondera as mulheres em relação aos homens pelo número médio de horas trabalhadas de acordo com a PNAD em nível de macrorregião. Os trabalhadores familiares com idade inferior a 14 anos recebem peso equivalente à metade de um adulto masculino.

4. Como o número de municípios variou na década de 1990, os resultados foram apurados em áreas mínimas comparáveis que são unidades espaciais de 1991 definidas pelo IBGE, invariantes no período.



A tabela 1 compara a incidência de pobreza do produtor agrícola com a incidência de pobreza rural. Como os conceitos são diferentes, não deve surpreender que os níveis sejam diferentes. Mesmo assim, a tabela mostra que o padrão entre regiões é parecido com os dois conceitos e duas fontes de dados. O Nordeste tem a maior incidência de pobreza rural e do produtor, 0,77 segundo o Censo Demográfico 2000, e 0,76 segundo o Censo Agropecuário 1995/1996. De acordo com os dois conceitos a região Norte é a região com a segunda maior incidência de pobreza, e a região Sul é a região com a menor incidência. O mesmo padrão entre regiões é observado quando um quarto do salário mínimo é utilizado como medida de extrema pobreza.

TABELA 1
Incidência de pobreza segundo os censos demográfico (1991 e 2000) e agropecuário (1995/1996)

Região	Pobreza (1/2 salário mínimo)			Extrema pobreza (1/4 salário mínimo)		
	D-1991	D-2000	A-1995	D-1991	D-2000	A-1995
Brasil	0,72	0,61	0,53	0,45	0,36	0,36
Norte	0,69	0,70	0,48	0,40	0,44	0,26
Nordeste	0,85	0,77	0,76	0,60	0,51	0,57
Sudeste	0,61	0,42	0,32	0,32	0,19	0,18
Sul	0,56	0,35	0,22	0,28	0,15	0,10
Centro-Oeste	0,57	0,43	0,25	0,27	0,19	0,13

Fonte: Helfand e Levine (2006), dados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: "D-" denota dados dos censos demográficos 1991, 2000; e "A-" do censo agropecuário.

A análise da pobreza requer a visualização das características descritivas em cada região. Na tabela 2, têm-se algumas variáveis que serão, posteriormente, utilizadas para melhor explicar a pobreza. São elas: o tamanho do estabelecimento, a quantidade de mão de obra familiar, e a renda familiar por trabalhador ocupado. A tabela 2 mostra os valores medianos para os grupos extremo pobre, pobre, e não pobre, definidos de forma mutuamente exclusiva.

TABELA 2

Valores médios de variáveis selecionadas segundo a condição de pobreza

Região	Mão de obra família			Renda			Terra			Lucratividade		
	EP	P	NP	EP	P	NP	EP	P	NP	EP	P	NP
Norte	2,8	2,5	2,0	171	506	3654	30	39	117	147	256	471
Nordeste	2,4	2,0	1,7	142	493	4877	10	20	81	161	273	379
Sudeste	2,4	2,2	1,7	166	512	12488	24	34	128	69	125	266
Sul	2,5	2,4	2,1	192	521	5933	16	19	65	105	182	355
Centro-Oeste	2,3	2,1	1,6	176	514	18079	55	67	394	68	120	176

Fonte: Censo Agropecuário 1995/1996.

Elaboração do autor.

Obs.: EP = extrema pobreza; P = pobreza; NP = não pobre.

Mão de obra família: número de pessoas que trabalham na família.

Para a variável área do estabelecimento, os pobres apresentam tamanho mediano que chega a 21,6 ha no Centro-Oeste, mas inferior a 15,4 ha nas demais regiões. A região de menor tamanho foi o Nordeste, com 5,3 ha para os pobres e 2,7 ha para os extremos pobres. O *quantum* de mão de obra familiar aumenta com o grau de pobreza, mas tem alteração da mediana de menos do que uma unidade entre os extremos pobres e os não pobres. Já a renda mediana aponta renda muito baixa para os produtores extremamente pobres no Nordeste, resultados muito semelhantes para as diferentes regiões tratando-se dos pobres; e grandes alterações quando se analisam os não pobres, especialmente os das regiões Sudeste e Centro-Oeste.

3 METODOLOGIA

No restante deste texto, sempre que se usar o termo renda, este será restrito à renda oriunda da produção agrícola, e é equivalente a um conceito de lucro de curto prazo. Usam-se os termos *pobreza*, *pobreza entre os produtores agrícolas*, e *renda agrícola insuficiente por membro da família ocupado no estabelecimento*, de forma igual. Para lembrar o leitor que o conceito de pobreza define-se como renda agrícola, frequentemente usar-se-á o termo *pobreza_{RA}*.

A incidência da pobreza depende da renda dos produtores e da linha de pobreza utilizada. A renda é o resultado de recursos, tecnologia, e habilidades do produtor, observados ou não, e de características do ambiente em que o estabelecimento do

produtor está localizado. A distribuição conjunta destes componentes determina a renda. Estes componentes são variáveis endógenas de um processo longo e complexo que está fora do escopo deste capítulo. Portanto, a análise a seguir limita-se a quantificar a importância dos determinantes da pobreza. O efeito de cada um destes componentes sobre a pobreza é avaliado medindo o efeito da variação da distribuição da componente.

O objetivo é explicar as fontes das diferenças da renda *per capita* (π) dos produtores. Um produtor tem renda *per capita* maior porque tem mais terra (T) para produzir, o que está relacionado com uma maior disponibilidade de capital, ou porque é mais lucrativo (L), produzindo mais renda com a mesma quantidade de terra, ou porque tem menos membros da família (N) com quem dividir a renda gerada. Portanto, $\pi = LT/N$. Todas são quantidades observadas, nas quais a lucratividade é medida com o valor da produção líquido das despesas correntes por hectare, que é uma medida de lucratividade de curto prazo.⁵

Portanto, a renda do produto i , $\pi_i = \exp(\sum_j z_{ji})$, onde $z_{1i} = \ln(T(i))$, $z_{2i} = \ln(L(i))$ e $z_{3i} = -\ln(N(i))$

A pobreza não está igualmente distribuída entre as regiões, assim como também não está igualmente distribuída entre tipos de produtores rurais localizados em uma certa região. Isto é o resultado da diferença entre as distribuições de renda e, portanto, das suas componentes: terra, lucratividade e tamanho da família. Esta diferença será utilizada para explicitar a importância das diferenças das componentes sobre a pobreza, utilizando a metodologia da simulação contrafactual já mencionada, que isola o efeito da distribuição de cada uma das componentes.

Associada à componente j têm-se as distribuições empíricas ϕ_{Aj} e $\phi_{\bar{A}j}$ da componente em cada um dos tipos. O exercício contrafactual simula qual seria a distribuição da renda do grupo A se ϕ_{Aj} fosse substituída por $\phi_{\bar{A}j}$, preservando a correlação entre o posto das variáveis explicativas. As variáveis explicativas são dependentes entre si; portanto, se esta dependência não fosse considerada o exercício, estaria refletindo não apenas o efeito da diferença da distribuição, mas também da omissão desta dependência.

Os determinantes da pobreza podem ser avaliados dividindo os produtores em dois grupos – da região Nordeste e da Sul –, e simulando a alteração na distribuição da renda do Nordeste caso esta tivesse, por exemplo, a distribuição da lucratividade do Sul. A variação da incidência de pobreza é uma medida da importância da diferença da distribuição da lucratividade entre os dois grupos.

5. Todas as quantidades utilizadas estão discutidas em detalhe em Moreira, Helfand e Figueiredo (2011), que estudam os determinantes da produtividade do estabelecimento medida, que é uma transformação imediata da lucratividade objeto deste estudo. A renda gerada pelo estabelecimento agrícola (L.T) é o valor adicionado que é calculado como a diferença entre a receita da venda de produtos e os gastos correntes (compra de insumos e pagamento de mão de obra exceto a familiar).

O exercício contrafactual é definido por (1), onde $p_{Aj}(\cdot)$ é a função posto relativa à distribuição da variável j entre os produtores do tipo A, e p_{Bj}^{-1} , é o inverso da função posto da variável j entre os produtores do tipo B.⁶ Neste algoritmo, por construção, a correlação entre o posto de todas as componentes é preservada, o que em parte garante que é preservado o efeito das variáveis não observadas, implícito na dependência.

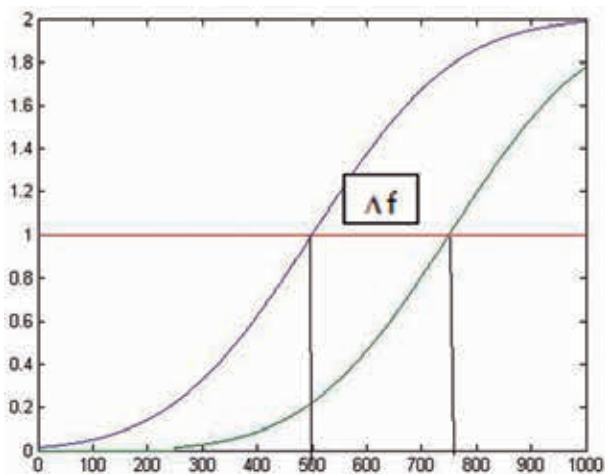
$$P_j^{A,B} = \#\{i \in A; \pi_i = \exp(z_{1i} + z_{2i} + z_{3i}) < \pi^*\} / \#A; \quad (1)$$

onde $z_{ji} = p_{Bj}^{-1}(p_{Aj})$; onde $\#(\cdot)$ é uma função que conta o número de elementos no conjunto argumento.

O exercício contrafactual simula, para cada um dos componentes que explicam a taxa de pobreza, o que aconteceria com a pobreza da população A se esta recebesse a distribuição do componente observado na população B – por exemplo, o que aconteceria com a taxa de pobreza do Nordeste se a terra do Nordeste fosse distribuída segundo o padrão da região Sul. A simulação é realizada substituindo a quantidade de terra de cada um dos produtores do Nordeste com a quantidade de terra de um produtor do Sul que tenha o mesmo percentil do produtor na distribuição da terra do Nordeste.

GRÁFICO 2

Efeito da substituição das distribuições da componente j



Elaboração do autor.

Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelo autor para publicação (nota do Editorial).

6. Quando $k = \#(B) / \#(A) > 2$, então $z_{ji} = p_{Bj}^{-1}(p_{Aj} * k - d)$ onde d é o maior inteiro menor que $(0.5k)$. Este ajuste resolve a indeterminação selecionando o ponto mediano entre as k possíveis.

Esta abordagem tem duas vantagens: preservar o formato das distribuições dos fatores e a correlação entre o posto dos fatores. De outro lado tem a desvantagem de não ser uma decomposição no sentido de que a soma dos efeitos parciais não é igual ao efeito conjunto. A simulação ao preservar o formato das distribuições e a correlação entre os fatores não altera a dependência existente entre os fatores.

4 RESULTADOS

A diversidade e a dimensão do meio agrícola recomendam analisar separadamente cada uma das cinco macrorregiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Foram realizadas simulações contrafactuais comparando pares de tipos de produtores – cotejando os produtores situados em regiões diferentes, e os produtores com características diferentes situados em uma certa região.

O produtor pode ter renda baixa devido à quebra de safra ou a outros problemas de mensuração. Para atenuar este tipo de erro de identificação, foram excluídos da população todos os produtores que têm renda negativa. Este grupo representa 8% da população. Também foram excluídos produtores com área nula e outros critérios de exclusão de observações erradas, todos documentados em Moreira, Helfand e Figueiredo (2011). No total foram excluídos da população 15% dos produtores.

Em todos os exercícios a seguir utiliza-se uma linha de pobreza igual à metade do salário mínimo *per capita* de agosto de 2000. Esta é a linha utilizada no *Atlas do desenvolvimento humano* (Ipea, 2000) e corresponde a R\$ 700 por ano em valores de dezembro de 1995.

4.1 Efeito sobre a pobreza_{RA} da diferença entre regiões da distribuição dos fatores

Cada uma das cinco regiões geográficas – Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste – tem características distintas. A distribuição da terra, da lucratividade, do tamanho da família e da renda *per capita* revelam muitas diferenças entre estas regiões. A diferença da incidência de pobreza entre duas regiões e o efeito da diferença da distribuição de um fator entre este par de regiões documentam a importância deste fator sobre a pobreza. Por exemplo: a região Sul tem menos pobreza do que a região Nordeste; cabe perguntar se isto se deve ao fato de que a distribuição da terra é mais desigual no Nordeste, ou se deve à distribuição mais desigual da lucratividade. A resposta desta pergunta tem implicações importantes sobre a escolha de políticas públicas. Deve-se enfatizar o acesso à terra ou o acesso à tecnologia.

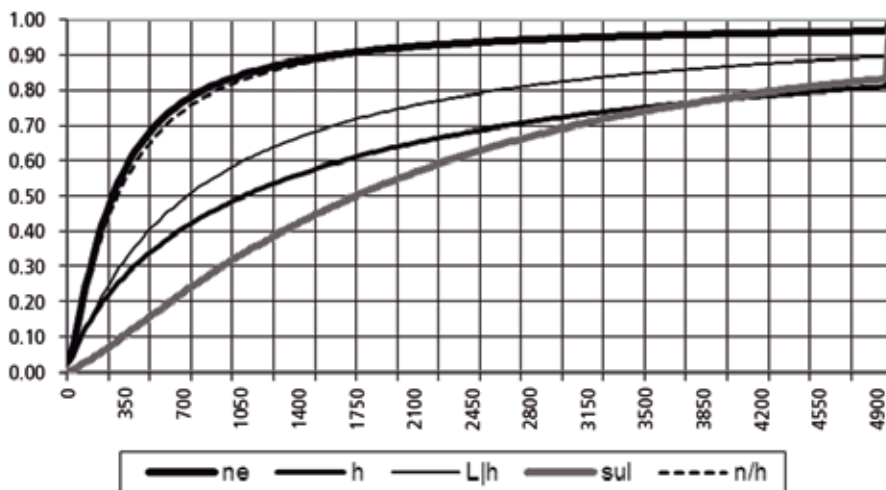
Para ilustrar o funcionamento deste exercício, o gráfico 3 mostra a distribuição da renda *per capita* nas regiões Sul e Nordeste, e o efeito cumulativo sobre a distribuição desta variável quando se oferece ao produtor do Nordeste a distribuição da terra (T) do Sul, (linha h), da distribuição da lucratividade (L) por hectare – linha

(L/h) do Sul – e, finalmente, do tamanho da família (N) por hectare do Sul. Pode-se observar que o efeito cumulativo dos três fatores recupera a distribuição da renda do Nordeste, e que a distribuição da terra desta região explica apenas uma parte da distribuição da renda.

O gráfico 3 mostra que no Sul existem cerca de 20% de produtores pobres (renda *per capita* inferior a R\$ 700), e no Nordeste, 80%. No entanto, se a terra fosse redistribuída segundo o padrão da região Nordeste, passar-se-ia a ter 40% de pobres. Esta diferença é explicada com a discrepância da distribuição da lucratividade e do tamanho da família (gráfico 3).

GRÁFICO 3

Distribuição acumulada dos estabelecimentos por renda *per capita*



Elaboração do autor.

Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelo autor para publicação (nota do Editorial).

A tabela 3 mostra a redução na incidência de pobreza (P), resultado da simulação que substitui a distribuição de cada uma das componentes da renda, terra (ΔT), lucratividade (ΔL) e tamanho da família (ΔN). A primeira linha (ΔP) refere-se à redução da incidência de pobreza devido à substituição de todos os componentes simultaneamente. As colunas apresentam o par de regiões consideradas ($R1|R2$), nas quais é simulado o que aconteceria em uma região ($R1$) se, por exemplo, a distribuição de terra desta região fosse substituída pela distribuição de terra da região comparada ($R2$).

TABELA 3
Efeito entre regiões sobre a pobreza_{RA}

Componentes	Regiões comparadas									
	NE N	NE SE	NE S	NE CO	N SE	N S	N CO	SE S	SE CO	CO S
ΔP	-0,20	-0,43	-0,52	-0,48	-0,23	-0,32	-0,28	-0,09	-0,05	-0,04
ΔT	-0,31	-0,42	-0,36	-0,51	-0,10	-0,03	-0,19	0,10	-0,06	0,23
ΔL	-0,22	-0,16	-0,28	-0,17	0,00	-0,15	-0,01	-0,14	0,00	-0,11
ΔN	0,00	-0,06	-0,03	-0,06	-0,08	-0,03	-0,09	0,04	-0,01	0,04

Elaboração do autor.

Obs.: N=Norte; NE=Nordeste; CO=Centro-Oeste; SE=Sudeste; S=Sul.

Os resultados mostram o que segue.

- 1) A pobreza_{RA} é maior no Norte e Nordeste, e menor no Sudeste, Sul e Centro-Oeste: as diferenças da incidência de pobreza entre as regiões que não envolvem o Norte e o Nordeste são inferiores a 10%.
- 2) A importância do tamanho (T): em todos os casos, a substituição da distribuição da terra reduz a incidência de pobreza, exceto para os pares Sudeste/Sul e Centro-Oeste/Sul, indicando que na região com mais pobreza a área dos estabelecimentos é menor para os produtores pobres. Esta redução responde por grande parte da diferença de incidência de pobreza entre as regiões.
- 3) A lucratividade (L) é menor no Nordeste e maior no Sul: a distribuição da lucratividade dos estabelecimentos pobres do Nordeste quando substituída por qualquer outra região reduz a incidência de pobreza, assim como a distribuição do Sul quando substituída por qualquer outra aumenta a pobreza. As distribuições das demais regiões quando substituídas entre si não produzem alterações significativas, indicando que a distribuição da lucratividade é pior no Nordeste e melhor no Sul.
- 4) O efeito da demografia (N) é, em geral, menor do que o do tamanho ou o da lucratividade: o efeito da demografia só é grande nas comparações que envolvem o Norte. Na maioria dos casos, o número de membros ocupados das famílias dos produtores das regiões mais pobres é maior do que o de seus correspondentes, exceto para os pares Sudeste/Sul e Centro-Oeste/Sul.

4.2 Efeito sobre a *pobreza*_{RA} da diferença entre tipos de estabelecimento por região

A literatura de economia agrícola considera que certas características do produtor têm impactos importantes sobre a eficiência produtiva e sobre a incidência de pobreza, como as condições de proprietário, produtor familiar, ou o acesso a tecnologia.

O efeito de uma característica, por exemplo a condição de proprietário, sobre a incidência de pobreza pode ser avaliado dividindo a população em dois grupos, dos produtores proprietários e dos demais. Seja (P_1, P_2) a incidência de pobreza em cada destes grupos. A diferença ($P_1 - P_2$) revela a contribuição da condição de proprietário para a incidência de pobreza. Esta diferença pode ser devida à diferença da distribuição da terra, ou da eficiência produtiva, ou do tamanho das famílias entre os dois grupos. O exercício de substituição de distribuições decompõe a diferença da incidência de pobreza segundo estes três fatores – terra, eficiência, demografia.

Serão analisadas cinco características do produtor: *i*) a condição de ser pobre; *ii*) a condição de ser proprietário, *iii*) a condição de ser produtor familiar; e *iv, v*) duas características relativas ao uso de tecnologia. A clivagem entre os produtores pobres e não pobres revela o efeito de características não observadas sobre a incidência de pobreza, e materializadas na diferença das distribuições dos três fatores entre os dois grupos de produtores.

A condição do produtor ser proprietário do estabelecimento remete a questões relativas aos direitos de propriedade, como o incentivo para trabalhar, o acesso a linhas de crédito, e o grau de perenidade da exploração – o que pode afetar a produtividade e a sua renda.

A condição do estabelecimento ser familiar é um dos fatos estilizados da literatura internacional de economia agrícola, que sugere que o produtor familiar é mais produtivo do que o não familiar e deveria ser incentivado. O produtor do tipo família foi identificado aqui pela não contratação de mão de obra, ou seja, funciona exclusivamente com mão de obra da família. No Brasil, 70% dos produtores são deste tipo.

O acesso à tecnologia revela o grau de conhecimento, de capacidade gerencial, e de restrições a crédito a que o produtor está sujeito. Foram consideradas duas medidas: a condição do produtor utilizar mais intensamente os insumos, ou seja, mais intensidade de gastos correntes; e a condição do estabelecimento ter máquina agrícola.

Os gastos correntes referem-se à compra de sementes, defensivos, medicamentos para animais, combustíveis, contratação de mão de obra, e outras coisas. Itens que, em sua maioria, referem-se à compra implícita de tecnologia, ou à indicação de utilização de tecnologia. Com este argumento, interpreta-se a intensidade de

gastos correntes como indicação do nível tecnológico do produtor. Para distinguir um tipo do outro, considera-se, para cada região, a mediana da distribuição desta variável. A condição de utilizar mais intensamente é identificada quando a intensidade de gastos com insumos é maior do que a intensidade mediana. Finalmente considerou-se a condição de ter máquina agrícola como outro indício do nível tecnológico do produtor.

A tabela 4 mostra, por região, na primeira coluna, a proporção de pobres (P), e nas demais a diferença da incidência de pobreza entre os grupos, segundo as diferentes condições analisadas: *i*) produtor ser o proprietário ($P_p - P_{\bar{p}}$); *ii*) ser produtor familiar (não contratar mão de obra) ($P_{\bar{f}} - P_f$); *iii*) intensidade – gasto corrente maior do que a mediana da região ($P_i - P_{\bar{i}}$); e *iv*) finalmente, ter alguma máquina agrícola no estabelecimento ($P_m - P_{\bar{m}}$).

TABELA 4

Diferença da incidência de pobreza (P) segundo classificação e região

	P	$P_p - P_{\bar{p}}$	$P_{\bar{f}} - P_f$	$P_i - P_{\bar{i}}$	$P_m - P_{\bar{m}}$
Norte	0.48	-0,05	-0,22	-0,05	-0,30
Nordeste	0.76	-0,16	-0,36	-0,05	-0,47
Sudeste	0.32	-0,01	-0,26	-0,22	-0,28
Sul	0.22	-0,09	-0,15	-0,21	-0,18
Centro-Oeste	0.25	-0,12	-0,25	-0,09	-0,24

Elaboração do autor.

A tabela 4 mostra que para a maior parte dos casos a característica distingue a pobreza em todas as regiões. Apenas a condição de proprietário para as regiões Norte e Sudeste, e de ser intensivo para as regiões Norte, Nordeste revelaram diferenças de incidência de pobreza inferior a 5%. O exercício de simulação considera que o grupo de referência é o que tem maior incidência de pobreza, ou seja, o pobre (q), não proprietário ($\bar{n}p$), o estabelecimento familiar (f), o que utiliza insumos de forma menos intensa ($\bar{n}i$), e finalmente o que não tem máquina agrícola ($\bar{n}m$), e simula o efeito sobre a incidência da pobreza deste grupo quando é substituída a distribuição de um dos fatores. A tabela 5 mostra o efeito sobre a incidência de pobreza para as cinco regiões, cinco condições e os três fatores determinantes da renda *per capita* do produtor.

TABELA 5
Efeito da substituição da distribuição segundo característica e região

	Da terra					Da lucratividade					Do tamanho da família				
	$\frac{\Delta P_q}{ T_{hq}}$	$\frac{\Delta P_{fp}}{ T_p }$	$\frac{\Delta P_f}{ T_{ff} }$	$\frac{\Delta P_{fi}}{ T_i }$	$\frac{\Delta P_{fm}}{ T_m }$	$\frac{\Delta P_q}{ T_{hq} }$	$\frac{\Delta P_{fp}}{ L_p }$	$\frac{\Delta P_f}{ L_{ff} }$	$\frac{\Delta P_{fi}}{ L_i }$	$\frac{\Delta P_{fm}}{ L_m }$	$\frac{\Delta P_q}{ T_{hq} }$	$\frac{\Delta P_{fp}}{ N_p }$	$\frac{\Delta P_f}{ N_{ff} }$	$\frac{\Delta P_{fi}}{ N_i }$	$\frac{\Delta P_{fm}}{ N_m }$
Norte	-0,19	-0,30	-0,33	0,33	-0,41	-0,34	0,03	-0,02	-0,18	-0,10	-0,11	0,02	-0,07	-0,01	-0,02
Nordeste	-0,40	-0,41	-0,39	0,13	-0,59	-0,44	-0,03	-0,11	-0,22	-0,14	-0,12	-0,02	-0,08	-0,04	-0,01
Sudeste	-0,18	-0,13	-0,25	0,03	-0,25	-0,25	0,09	-0,05	-0,21	-0,16	-0,08	0,02	-0,08	-0,03	0,00
Sul	-0,12	-0,10	-0,13	0,05	-0,16	-0,18	-0,01	-0,02	-0,22	-0,08	-0,06	0,02	-0,03	0,03	0,03
Centro-Oeste	-0,17	-0,22	-0,27	0,15	-0,27	-0,19	0,00	-0,04	-0,13	-0,10	-0,07	0,00	-0,08	-0,02	0,00

Elaboração do autor.

Substituir a distribuição da terra entre os grupos mostra o quão são diferentes a distribuição da terra entre os grupos:

- 1) reduz a pobreza para todas as condições, exceto para a condição de intensidade de uso de insumos, indicando, neste caso, que o grupo que usa mais intensamente dispõe de menos terra; e
- 2) promove redução de pobreza mais expressiva – da ordem de 40% para a região Nordeste, e, nas demais, reduções da ordem de 20%; estes números mostram os limites da redistribuição da terra no seu potencial como redutor da pobreza.

Substituir a distribuição da lucratividade entre os grupos:

- 1) reduz a pobreza para as condições de ser pobre e os condicionantes tecnológicos; o efeito desta substituição entre os grupos proprietário e não proprietário, e familiar e não familiar é pequeno, o que sugere que estas condições não são relevantes para distinguir a lucratividade do produtor; e
- 2) nos casos relevantes, a redução da pobreza devido à substituição da distribuição da terra é semelhante à redução devido à substituição da distribuição de lucratividade: acesso à terra é tão importante quanto o acesso à tecnologia que está subjacente à distribuição da lucratividade.

Substituir a distribuição do tamanho da família entre os grupos tem um efeito pequeno sobre a pobreza, indicando que as diferenças entre as distribuições desta variável não são relevantes.

5 CONCLUSÃO

A distribuição de terra e de lucratividade dos produtores agrícolas contém informações sobre variáveis não observadas que explicam o porquê de um produtor ter mais ou menos terra e por que é mais ou menos lucrativo e implicitamente

produtivo. A pobreza é uma característica da distribuição da renda de um grupo e por isto exercícios contrafactuais que consideram apenas a diferença entre as médias dos grupos como a decomposição de Oaxaca-Blinder não são capazes de discutir questões relativas à pobreza.

A diferença da incidência de pobreza entre grupos selecionados foi decomposta segundo três fatores: diferença da distribuição da terra, da eficiência e do tamanho da família com a abordagem utilizada por Barros, Carvalho e Franco (2006), e proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1993). Esta abordagem é um exercício contrafactual que avalia o efeito de trocas de distribuição entre grupos, e é o instrumento adequado para discutir questões distributivas como a pobreza.

O exercício contrafactual supõe a equivalência entre produtores de mesmo posto, ou seja, produtores que tenham a mesma posição quando ordenados segundo o tamanho da sua propriedade (lucratividade). Esta hipótese preserva a correlação de posto entre as quantidades envolvidas, e, portanto, o grau de dependência entre características não observadas subjacentes a estas correlações.

A comparação entre as regiões mostra que: *i*) a pobreza do Nordeste destoa das demais regiões; *ii*) a diferença entre as distribuições do tamanho da família tem pouco efeito; e *iii*) a diferença da distribuição da terra é tão importante quanto a diferença da distribuição da lucratividade, ou seja, acesso à terra é tão importante quanto o acesso à tecnologia, mesmo para regiões onde a pobreza é elevada como a região Nordeste.

Este capítulo enfatizou dois temas: o acesso à terra e o acesso à tecnologia, que são elementos importantes na determinação da pobreza. A terra é um bem escasso e a sua distribuição está relacionada com questões históricas de acumulação, e que podem ser alteradas com políticas públicas, financiando a compra de terra ou gerando mecanismos que viabilizem o aluguel da terra – a escolha da intervenção. O acesso a tecnologia está relacionado a questões de educação e crédito que também podem ser alteradas com políticas públicas. A forma mais eficiente de reduzir pobreza é a escolha da ênfase entre os dois tipos de intervenção que propiciem a maior redução de pobreza com menores custos de implementação das políticas.

A lucratividade do produtor e a produtividade podem ser explicadas com modelos discutidos em Moreira, Helfand e Figueiredo (2011), que explicam a produtividade com fatores como: o uso de insumos; a disponibilidade de benfeitorias; o capital acumulado na forma de animais e a agricultura perene; o acesso à infraestrutura pública; o acesso à assistência agrícola; a qualidade da terra; a distância geográfica e econômica dos produtos aos centros de consumo; o tamanho do estabelecimento; e, finalmente, a eficiência idiossincrática do produtor. Uma extensão natural deste trabalho seria repetir os exercícios contrafactuais considerando as diferenças entre as distribuições destes determinantes da produtividade, o

que permitiria uma resposta mais precisa para o entendimento dos determinantes da incidência da pobreza.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Pobreza rural en Honduras: magnitud y determinantes**. Tegucigalpa: Alin Editora, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/cwskJG>>.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. **Labor Market institutions and the distribution of wages: 1973-1992 a semiparametric approach**. Cambridge: NBER, 1995. (Working Paper, n. 5093).

HELFAND, S. M.; LEVINE, E. S. The impact of policy reforms on rural poverty in Brazil: evidence from three states in the 1990s. *In*: BOYCE, J. *et al.* (Eds.). **Human development in the era of globalization**. Northampton: Edward Elgar, 2006. Chapter 5, p. 105-25.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Atlas do desenvolvimento humano**. Brasília: Ipea, 2000.

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, v. 101, p. 410-442, 1993.

MOREIRA, A. R. B.; HELFAND, S. M.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças na produtividade agrícola no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 2, 2011.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FINAN, F.; SADOULET, E.; DE JANVRY, A. Measuring the poverty reduction potential of land in rural Mexico. **Journal of development economics**, v. 77, p. 27-51, 2005.

IFAD – INTERNATIONAL FUND FOR AGRICULTURAL DEVELOPMENT. **Rural poverty report: the challenge of ending rural poverty**. Oxford: Oxford University Press, 2001.

IRZ, X. *et al.* Agricultural productivity growth and poverty alleviation. **Development Policy Review**, v. 19, n. 4, p. 449-466, 2001.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Ângela Pereira da Silva de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira Vallejo

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Barbara Seixas Arreguy Pimentel (estagiária)

Jessyka Mendes de Carvalho Vásquez (estagiária)

Karen Aparecida Rosa (estagiária)

Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 3315 5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

Secretaria de
Assuntos Estratégicos

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PÁTRIA EDUCADORA