

ATIVIDADE ECONÔMICA

Modelos vetoriais de correção de erros trimestrais para os componentes da demanda agregada, para as importações e para a carga tributária bruta

Cláudio Hamilton Matos dos Santos
Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dimac/Ipea)

claudio.santos@ipea.gov.br

Divulgado em 18 de abril de 2024.

Introdução¹

Este texto tem como objetivo apresentar modelos vetoriais de correção de erros (*vector error correction models* – VECMs) para as importações, para a carga tributária bruta e para os componentes da demanda agregada reportados nas contas nacionais trimestrais (CNTs) brasileiras, com a finalidade de produzir cenários de até quatro trimestres à frente para as referidas variáveis. Espera-se que alguns desses modelos possam se mostrar, ao longo do tempo, suficientemente úteis para serem incorporados à suíte de modelos macroeconômicos ora sendo estimados na Dimac/Ipea e/ou que contribuam para refinar esforços de modelagem posteriores, provavelmente envolvendo não linearidades. Espera-se, ainda, que o ganho analítico derivado do tratamento conjunto das variáveis supracitadas mais do que compense o tratamento necessariamente expedito dado a cada uma delas neste trabalho.

Tendo em vista esse objetivo, o texto está dividido em sete seções, além desta introdução. As seções 2 e 3 apresentam especificações econométricas para as séries das exportações e das importações de bens e serviços reportadas nas CNTs do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As seções 4 e 5, por seu turno, apresentam especificações para, respectivamente, o consumo do governo reportado nas CNTs e estimativas trimestrais do autor para a carga tributária bruta da economia.² As seções 6 e 7 apresentam especificações para as séries do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo (FBCF) reportadas nas CNTs, respectivamente. Por fim, a seção 8 traz notas finais à guisa de conclusão. Ademais, o apêndice, ao final do texto, lista todas as variáveis utilizadas nas estimações. Os dados precisos utilizados estão disponíveis também no *blog* da *Carta de Conjuntura*,³ permitindo a replicação dos resultados por quem se interessar em fazê-lo.⁴

Em todas as especificações reportadas neste trabalho os procedimentos econométricos foram os mesmos. Primeiramente, todas as variáveis de fluxo foram medidas a

1. O autor agradece aos participantes dos seminários sobre o trabalho realizados no Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e na Dimac/Ipea e ao parecerista anônimo por comentários úteis e encorajamento. Todos os erros remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

2. Consultar Santos (2023) para os detalhes da série em questão.

3. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/>.

4. O autor terá, claro, o máximo interesse em receber o *feedback* de eventuais usuários dos modelos apresentados neste texto, com ênfase na identificação e correção de eventuais erros e na proposição e implementação de eventuais refinamentos. Os procedimentos econométricos adotados neste texto foram todos realizados com a ajuda do *software* GRETL (Baiocchi e Distaso, 2003), com a exceção dos testes de Gregory e Hansen, rodados no *software* RATS (Enders e Doan, 2014).

preços de 1995 e dessazonalizadas⁵ e em todas as especificações foram utilizados os logaritmos neperianos das variáveis relevantes, a não ser no caso das medidas em porcentagem.⁶ Depois, procurou-se identificar a ordem de integração das variáveis de interesse a partir da aplicação de testes de raízes unitárias *augmented* Dickey-Fuller (ADF) (Dickey e Fuller, 1981). Em seguida, verificou-se a existência de vetores de cointegração entre variáveis I(1) selecionadas a partir de testes de: i) Engle e Granger (1987); ii) Gregory e Hansen (1996); e iii) Johansen (1991). No caso dos testes de Johansen, a ordem do vetor autorregressivo (VAR) de partida foi sempre a menor possível sujeita à restrição de erros não autocorrelacionados. No caso dos testes de Engle e Granger, a especificação da regressão de teste foi escolhida a partir da aplicação recursiva do critério de Schwartz. A aplicação dos testes de Gregory e Hansen teve o duplo objetivo de controlar pela existência de quebras estruturais nas relações de cointegração analisadas e permitir a identificação dos trimestres nos quais a probabilidade relativa dessas quebras foi maior. Uma vez identificados vetores de cointegração por qualquer um dos métodos supracitados, VECMs foram estimados – novamente com a menor ordem possível sujeita à restrição de não autocorrelação dos resíduos – com o objetivo de iluminar a dinâmica de curto prazo das variáveis de interesse. Por fim, o desempenho fora da amostra dos VECMs estimados foi acompanhado nas últimas quatro observações da amostra utilizada nas estimações com o objetivo de ajudar na seleção dos modelos “finais” nos casos em que múltiplos modelos teoricamente plausíveis estavam disponíveis.

2 Especificações econométricas para as exportações a preços de 1995 com ajuste sazonal reportadas nas CNTs

Tal como em Schettini, Squeff e Gouvea (2012, p. 171), parte-se aqui da hipótese de que “existe uma relação de equilíbrio (possivelmente sujeita a mudanças de regimes) entre o valor das exportações agregadas brasileiras, a renda mundial e a taxa de câmbio real” – relação esta entendida como a “forma reduzida” de um modelo de oferta e demanda por exportações brasileiras. Além disso, tal como em Minella e Souza-Sobrinho (2011, p. 60), admite-se a possibilidade de que a referida relação de equilíbrio inclua também a absorção interna da economia. Mais precisamente, a teoria existente⁷ faz supor que as exportações brasileiras aumentem com aumentos da renda mundial e desvalorizações (isto é, aumentos) da taxa de câmbio real e eventualmente diminuam com aumentos na demanda doméstica por produtos e serviços. Finalmente, tal como Padron *et al.* (2015), vê-se com naturalidade a possibilidade de que a sensibilidade das exportações brasileiras a variações na taxa de câmbio real possa ser baixa, uma vez que a maior parte das exportações brasileiras consiste em bens primários e semimanufaturados, não raro produzidos precipuamente para o mercado externo.

QUADRO 1

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos das exportações

Variáveis	Fonte	Ordem
Logaritmo neperiano (Ln) do valor em dólares das importações mundiais exclusive importações brasileiras, deflacionado ¹ e dessazonalizado (X-13)	Fundo Monetário Internacional (International Monetary Fund – IMF) e Federal Reserve Bank of St. Louis	I(1)
Ln das exportações brasileiras a preços de 1995 dessazonalizadas	CNT/IBGE	I(1)
Ln do índice de volume do comércio mundial com ajuste sazonal	CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real (R\$/US\$) – IPA	Banco Central do Brasil (BCB)	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real (R\$/US\$) – IPCA	BCB	I(1)
Ln da absorção interna da economia a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor a partir de dados da CNT/IBGE	I(1)

Elaboração do autor.

Nota: ¹ De três modos diferentes, a saber: i) pelo índice de preços de produção de *commodities* dos Estados Unidos; ii) pelo índice de preços de produção de manufaturados dos Estados Unidos; e iii) pelo índice de preços ao consumidor urbano dos Estados Unidos. A fonte dos referidos índices é o Federal Reserve Bank of Saint Louis.

Obs.: IPA – Índice de Preços ao Produtor Amplo; e IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo.

Isso posto, e como frequentemente é o caso com séries macroeconômicas, os testes empíricos associados envolvem incertezas importantes sobre as variáveis e formas funcionais precisas a serem utilizadas. Por exemplo,

5. De modo que não serão discutidas neste texto complicações relacionadas à possibilidade de cointegração sazonal entre as variáveis. Quando apenas séries com sazonalidade estavam disponíveis, o ajuste sazonal foi feito com o auxílio do pacote *seasonal* no *software* R (Sax e Eddelbuettel, 2018).

6. Os coeficientes dos vetores de cointegração reportados neste texto devem ser interpretados, portanto, como elasticidades ou semielasticidades, a depender do caso.

7. Resumida em Schettini, Squeff e Gouvea (2012).

quatro aproximações para a renda mundial foram usadas na seleção dos modelos deste texto (quadro 1). As três primeiras são baseadas na série das exportações mundiais exclusive exportações brasileiras em dólares do IMF deflacionada pelos índices de preços de produção de *commodities* (*EM-IMF-COMM*) e de manufaturados (*EM-IMF-MANUF*) e pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (*EM-IMF-CPI*). A quarta aproximação se refere ao índice de volume do comércio mundial com ajuste sazonal do CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, doravante indicado por *VCM-CPB*. Nenhuma delas é ótima para os nossos propósitos, cumpre notar. Idealmente construir-se-ia a taxa de câmbio efetiva real a partir de uma cesta de moedas e o índice de volume do comércio mundial a partir de uma cesta de bens, ponderando-se ambas as cestas pelas respectivas participações nas (ou nos destinos das) exportações totais do país.

Para além de diferenças conceituais, as amostras disponíveis para as séries supracitadas também são diferentes: as séries construídas com dados do IMF estão sempre um trimestre atrás dos dados das CNTs brasileiras – vale dizer, no caso deste texto, começam no primeiro trimestre de 1996 e terminam no terceiro trimestre de 2023 –, enquanto a série *VCM-CPB*⁸ não tem a defasagem supracitada, mas está disponível apenas a partir do primeiro trimestre de 2000. Adicionalmente, compararam-se também estimativas usando taxas de câmbio efetivas reais (TCERs) calculadas a partir do IPCA e do IPA. Por fim, como ambas as séries das exportações brasileiras e das importações crescem ao longo do tempo, é possível conceber vetores de cointegração sem termos constantes e contendo ou não tendências determinísticas.

Com a aplicação de testes de (não) cointegração a diferentes combinações das variáveis listadas no quadro 1 foi possível pré-selecionar múltiplas relações de cointegração plausíveis – cada uma delas teoricamente passível de justificar a estimação de VECMs associados.⁹ Embora não seja o caso de listar aqui todos os modelos pré-selecionados nesta etapa, vale notar que: i) todos apontam para valores da elasticidade-renda mundial das exportações brasileiras superiores a 1; ii) as especificações com a *TCER-IPA* tendem a se comportar melhor do que as especificações com a *TCER-IPCA*, sem que haja maiores diferenças qualitativas entre os dois conjuntos de especificações; iii) as especificações com a série *VCM-CPB* geram elasticidades negativas (ainda que pequenas) da taxa de câmbio efetiva real,¹⁰ enquanto que especificações com as séries do IMF geram elasticidades positivas para essa última variável, maiores, diga-se, do que nossa suposição original;¹¹ e iv) não é sempre que a inclusão da variável de absorção interna (*ABS_INT*) no vetor de cointegração gera modelos com boas propriedades estatísticas.

VECMs têm a grande vantagem de permitir projeções dinâmicas baseadas em vetores de cointegração – isto é, em relações de longo prazo entre as variáveis – para mais de um período fora da amostra. Parece natural, portanto, utilizá-los para estas projeções e selecioná-los a partir do grau de acurácia destas últimas. Com o objetivo de exemplificar o processo de seleção utilizado neste texto, a tabela 1 apresenta um conjunto de modelos para os quais foi possível rejeitar a hipótese de não cointegração entre as variáveis de interesse e gerar VECMs com vetores de cointegração “sensatos” à luz da teoria e erros não autocorrelacionados.

Os dados da tabela 1 apontam que: i) modelos com as variáveis do IMF dominam modelos com a variável *VCM-CPB* em termos de capacidade preditiva – aqui medida pelo erro absoluto médio (EAM) das previsões; ii) entre os modelos com variáveis do IMF, somente a especificação com *EM-IMF-CPI* permite a inclusão da absorção interna no vetor de cointegração no modelo vetorial de correção de erros associado; e iii) nenhum modelo

8. Que tem como objetivo explícito estar disponível o mais rapidamente possível (Ebregt, 2023).

9. A partir da aplicação dos testes de Johansen e/ou Engle e Granger para triádes compostas por exportações, uma variável de comércio mundial (das quatro listadas no quadro 1) e uma variável de taxa de câmbio (das duas listadas no quadro 1) e para tétrades compostas pelas três variáveis anteriores e a absorção doméstica da economia, foram pré-selecionados múltiplos vetores de cointegração com diferentes formas funcionais (isto é, com e sem constante e/ou tendência). Na sequência, VECMs foram estimados com as variáveis/especificações pré-selecionadas sujeitos à restrição de erros não autocorrelacionados. Os modelos com melhor desempenho quatro períodos e um período fora da amostra (no final da amostra) são listados na tabela 1.

10. Possivelmente porque a taxa de câmbio real/dólar não é uma boa aproximação do índice de preços teoricamente compatível com o *VCM-CPB*.

11. Registre-se que isso não se deve ao fato de as amostras disponíveis das duas séries serem diferentes.

com variáveis do IMF domina totalmente os demais. Registre-se, adicionalmente, que nenhum dos vetores de cointegração dos modelos da tabela 1 inclui termos constantes ou tendências determinísticas, uma vez que tais inclusões parecem prejudicar o desempenho ou as propriedades estatísticas dos modelos.

TABELA 1

Desempenho preditivo de VECMs selecionados sobre a dinâmica das exportações brasileiras quatro períodos fora da amostra da variável exportações (2023.1-2023.4)

Modelo	Elasticidades			EAM quatro períodos fora da amostra dinâmica (%)	EAM quatro períodos fora da amostra estática (%)	Erro em 2023.4 (%)
	Renda mundial	TCER	ABS_INT			
<i>EM-IMF-COMM, TCER-IPA (2)</i>	1,496	0,487	-	3,46	3,05	-0,49
<i>EM-IMF-MANUF, TCER-IPA (2)</i>	1,461	0,604	-	3,26	3,05	-0,55
<i>EM-IMF-CPI, TCER-IPA (2)</i>	1,542	1,024	-	4,26	2,59	-0,21
<i>EM-IMF-CPI, TCER-IPA (2) e ABS_INT (2)</i>	1,888	0,604	-0,783	4,37	2,50	0,22
<i>VCM-CPB, TCER-IPA (3)</i>	1,047	-0,174	-	5,65	3,85	-2,1
<i>VCM-CPB e TCER-IPCA e ABS_INT (3)</i>	1,328	-0,417	-0,548	5,36	3,75	-2,5

Elaboração do autor.

Não é simples, entretanto, escolher o “melhor” entre os quatro primeiros modelos da tabela 1, até porque há evidências de heterocedasticidade condicional dos resíduos em todos eles. Mas vale o registro de que as especificações com *EM-IMF-CPI* tiveram desempenho preditivo um período fora da amostra bem superior às demais, enquanto que a especificação com *EM-IMF-MANUF* teve o melhor desempenho na previsão dinâmica quatro períodos fora da amostra entre todos os modelos da tabela 1. Daí que a especificação com *EM-IMF-COMM* acaba sendo dominada pelo conjunto das demais, tal como as especificações com *VCM-CPB*.

Note-se que a heterocedasticidade condicional verificada nos resíduos de todos os modelos da tabela 1 não surpreende na medida em que se tem em mente que a amostra considerada neste texto inclui regimes cambiais distintos e múltiplos *outliers* – por exemplo, as desvalorizações cambiais de 1999 e 2002, a crise mundial de 2008 e a pandemia, apenas para ficar nos exemplos mais óbvios. Teoricamente, pelo menos, o problema poderia ser causado por quebras estruturais nas relações de cointegração. Cabe registrar, neste contexto, que a aplicação do teste de Gregory e Hansen (1996) não altera significativamente as conclusões da tabela 1. Os testes de fato parecem indicar quebras estruturais nas relações de cointegração das especificações com *EM-IMF-MANUF* e *EM-IMF-COMM* por volta do final de 2016 e início de 2017, de modo que há poucas observações disponíveis para a estimação dos modelos “depois da quebra” nestes casos. Os testes indicam, ainda, quebras estruturais nas relações de cointegração nos modelos que usam a variável *VCM-CPB* por volta de 2003, mas nestes casos os modelos estimados depois da quebra têm os mesmos problemas dos modelos estimados para a amostra inteira e desempenho preditivo bem pior do que estes últimos.

Em resumo, e a despeito de imperfeições, as especificações expostas na tabela 1 parecem conter informações úteis sobre os determinantes da dinâmica trimestral das exportações brasileiras. Dito isto, nenhuma delas foi capaz de antever o expressivo crescimento (de 9,1%) das exportações verificado em 2023 – mesmo invariavelmente tendo previsto aumentos no comércio mundial e desvalorizações cambiais que acabaram, ambos, não ocorrendo na prática durante o horizonte de previsão.¹² Talvez por isso os modelos projetam a aceleração das exportações em 2024 curiosamente para a casa dos 9%, novamente puxadas por previsões otimistas de expansão do comércio mundial (tabela 2).

12. Projeções dinâmicas quatro trimestres à frente para modelos estimados em 2022.4 previam crescimento de 5% para as exportações em 2023.

TABELA 2

VECMs selecionados para a dinâmica das exportações brasileiras e previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4)

(Em %)

Especificação	Horizonte	Exportações	Comércio mundial	TCER-IPA	ABS_INT
VECM(2), com EM-IMF-CPI, TCER-IPA sem constante e sem tendência no vetor de cointegração	2024.1 em relação a 2023.4	2,53	2,75	0,93	-
VECM(2), com IM-IMF-CPI, TCER-IPA e ABS_INT sem constante e sem tendência no vetor de cointegração		2,89	4,35	1,29	0,13
VECM(2), com EM-IMF-MANUF, TCER-IPA sem constante e sem tendência no vetor de cointegração		2,82	3,39	4,04	-
VECM(2), com EM-IMF-CPI, TCER-IPA sem constante e sem tendência no vetor de cointegração	2024 em relação a 2023	8,30	8,36	0,85	-
VECM(2), com IM-IMF-CPI, TCER-IPA e ABS_INT sem constante e sem tendência no vetor de cointegração		9,17	11,62	-0,30	1,85
VECM(2), com EM-IMF-MANUF, TCER-IPA sem constante e sem tendência no vetor de cointegração		9,35	9,50	3,55	-

Elaboração do autor.

3 Especificações econométricas para as importações a preços de 1995 com ajuste sazonal reportadas nas CNTs

Tal como em Schettini e Gouvea (2015) e Minella e Souza-Sobrinho (2011) – e com base na longa literatura referenciada em Schettini e Gouvea (2015) –, parte-se aqui da hipótese de que as importações brasileiras medidas a preços de 1995 devem ter uma relação de longo prazo, eventualmente sujeita a quebras estruturais, com a taxa de câmbio efetiva real (negativa) e com o nível de atividade da economia (positiva). Com base na argumentação de Santos *et al.* (2017a), vê-se com naturalidade a possibilidade de a elasticidade-preço das importações brasileiras ser pequena, tendo em vista o fato de que a maior parte das referidas importações consiste em bens intermediários sem possibilidade de substituição pela produção doméstica. Por fim, com base na argumentação de Schettini e Gouvea (2015), admite-se a possibilidade de que diferentes componentes da demanda doméstica afetem as importações de modos distintos. O quadro 2 explicita as variáveis precisas utilizadas na verificação das hipóteses supracitadas e na estimação dos modelos de importações deste texto.

Uma vez mais, múltiplas relações de cointegração – e os VECMs associados – foram estimadas e um processo de pré-seleção foi feito. No referido processo ficou claro que, embora a série das importações a preços constantes das contas nacionais aparentemente tenha relações de cointegração com todas as medidas de atividade econômica listadas no quadro 2, as especificações com o PIB e sem tendências determinísticas no vetor de cointegração (tabela 3) dominam as demais em termos de capacidade preditiva.

QUADRO 2

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos das importações

Variável	Fonte	Ordem
Ln das importações brasileiras a preços de 1995 dessazonalizadas	CNT/IBGE	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real – IPA	BCB	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real – IPCA	BCB	I(1)
Ln da demanda total da economia a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor a partir de dados da CNT/IBGE	I(1)
Ln do PIB a preços de 1995 dessazonalizado	CNT/IBGE	I(1)
Ln da absorção interna da economia a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor a partir de dados da CNT/IBGE	I(1)
Ln do consumo das famílias a preços de 1995 dessazonalizado	CNT/IBGE	I(1)
Ln da FBCF a preços de 1995 dessazonalizada	CNT/IBGE	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: PIB – produto interno bruto.

TABELA 3

Desempenho preditivo de VECMs selecionados sobre a dinâmica das importações brasileiras quatro períodos fora da amostra da variável exportações (2023.1-2023.4)

Modelo	Elasticidades		Tendência no vetor de cointegração	EAM quatro períodos fora da amostra dinâmica (%)	EAM quatro períodos fora da amostra estática (%)	Erro em 2023.4 (%)
	TCER	Atividade				
VECM(2) com PIB e TCER-IPCA	-0,5001	2,0195	-	2,72	2,75	0,74
VECM(2) com PIB e TCER-IPA	-1,3996	0,8704	-	3,37	2,34	-0,002

Elaboração do autor.

As especificações selecionadas (tabela 3) são qualitativamente diferentes, com a especificação com a *TCER-IPA* sendo bem mais (menos) sensível a variações na taxa de câmbio (PIB) do que a especificação com a *TCER-IPCA*. Em ambos os casos, entretanto, as estimativas das elasticidades-preço obtidas são bem superiores ao que se poderia esperar à luz dos resultados de Santos *et al.* (2017a), Schettini e Gouvea (2015) e Minella e Souza-Sobrinho (2011). Registre-se, adicionalmente, que: i) tal como no caso dos modelos das exportações, todas as especificações da tabela 3 apresentam resíduos com heterocedasticidade condicional; e ii) nenhum dos modelos analisados conseguiu antever a redução (de 1,3%) das importações ocorrida em 2023 em relação ao valor verificado em 2022. Neste contexto, é interessante notar que enquanto os erros de projeção dinâmicos verificados nas importações no modelo com a *TCER-IPA* não se deveram primordialmente a erros de projeção das demais variáveis, os erros de projeção dinâmicos do modelo com a *TCER-IPCA* se “beneficiaram” do fato de que o modelo projetava também a depreciação da taxa de câmbio. Seja como for, o fato é que, dado o crescimento da atividade econômica e a valorização do câmbio ocorridas entre 2022.4 e 2023.3, esperar-se-ia uma aceleração e não desaceleração das importações.

TABELA 4

VECMs selecionados para a dinâmica das importações brasileiras e previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4)

(Em %)

Especificação	Horizonte preditivo	Importações	PIB	Taxa de câmbio
VECM(2) com PIB e TCER-IPCA, sem tendência e sem constante no vetor de cointegração	2024.1 em relação a 2023.4	0,85	0,62	0,45
VECM(2) com PIB, TCER-IPA sem tendência e sem constante no vetor de cointegração		0,29	0,66	0,18
VECM(2) com PIB e TCER-IPCA sem tendência e sem constante no vetor de cointegração	2024 em relação a 2023	4,20	1,74	-1,67
VECM(2) com PIB, TCER-IPA sem tendência e sem constante no vetor de cointegração		2,89	1,80	-1,26

Elaboração do autor.

Ressalte-se, contudo, que a aplicação dos testes de Gregory e Hansen sugere a possibilidade de múltiplas quebras estruturais, em 2002.1 e 2020.3, em ambos os modelos da tabela 3. É possível, portanto, que os erros de projeção “para cima” verificados nos modelos das importações no último ano sejam indicações de que a pandemia efetivamente mudou os parâmetros gerais da dinâmica das importações brasileiras, reduzindo a sua elasticidade-PIB e aumentando a sua elasticidade-preço. Tal mudança, entretanto, é difícil de mensurar, dado o pequeno número de observações disponíveis desde então, e permanece até o momento como uma hipótese. Seguimos, portanto, com os modelos da tabela 3, que projetam para 2024 a recuperação das importações, puxadas por crescimento do produto e valorização cambial (tabela 4).

4 Especificações econométricas para a série do consumo do governo a preços de 1995 com ajuste sazonal reportado nas contas nacionais trimestrais

Ao contrário do que ocorre no caso das demais variáveis tratadas nesta nota, há relativamente pouco de teórico escrito a respeito da dinâmica do consumo do governo em alta frequência aqui ou em qualquer lugar. Existe, evidentemente, uma extensa literatura sobre a função de reação fiscal das administrações públicas em geral (Bohn, 1998), incluindo as brasileiras.¹³ Porém, esses textos ou tratam do resultado primário das referidas administra-

13. Ver, por exemplo: Mendonça, Santos e Sachsida (2009); Oliveira, Nóbrega e Maia (2022); entre outros.

ções ou, na melhor das hipóteses, do gasto público total, vale dizer não focam especificamente no consumo do governo. Há ainda outra literatura que trata do tamanho e da composição dos gastos públicos enquanto reflexo de fatores estruturais, como a distribuição de renda, as instituições político-eleitorais e a estrutura demográfica das economias,¹⁴ mas esses textos têm muito pouco a dizer sobre por que, por exemplo, o consumo do governo aumentou ou diminuiu em dado trimestre.

TABELA 5
Reconstrução do índice de variação real do consumo do governo (2001-2021)
 (Em %)

Ano	Consumo do governo	Educação pública	Peso da educação pública	Saúde pública	Peso da saúde pública	Serviços coletivos da administração pública	Peso dos serviços coletivos da administração pública	Peso –outros	Consumo do governo – reconstrução
2001	2,60	1,75	19,52	4,34	11,30	2,33	62,38	6,80	2,29
2002	3,80	2,84	18,11	8,61	10,88	4,35	64,01	6,99	4,24
2003	1,60	2,50	18,59	4,95	11,59	0,91	63,10	6,73	1,61
2004	3,90	4,20	18,53	-0,93	12,13	4,79	63,53	5,81	3,71
2005	2,00	-0,22	17,46	1,45	12,94	2,89	64,15	5,44	2,01
2006	3,60	0,60	17,70	6,76	12,09	3,21	65,13	5,08	3,01
2007	4,10	-2,40	18,16	8,12	12,39	5,50	63,79	5,66	4,08
2008	2,00	-1,03	18,94	6,61	12,77	1,74	63,37	4,92	1,75
2009	2,90	-0,30	19,79	6,77	12,94	3,43	62,40	4,88	2,95
2010	3,90	-1,07	20,05	6,01	13,37	5,05	61,77	4,81	3,71
2011	2,20	-0,60	19,91	3,77	13,51	2,85	60,14	6,43	2,10
2012	2,30	-2,04	21,94	0,76	13,60	4,47	58,44	6,01	2,27
2013	1,50	-1,32	21,60	4,08	13,51	1,96	59,00	5,90	1,42
2014	0,80	-1,31	23,37	4,89	14,16	0,70	56,96	5,52	0,78
2015	-1,40	-0,60	23,92	1,71	14,74	-2,59	55,91	5,43	-1,34
2016	0,20	0,50	24,33	0,09	14,78	0,10	55,59	5,30	0,19
2017	-0,70	0,19	24,25	3,71	14,58	-1,97	55,88	5,29	-0,51
2018	0,80	-0,30	24,18	0,88	14,25	1,47	56,42	5,14	0,88
2019	-0,50	-1,47	24,09	1,41	14,25	-0,80	56,71	4,96	-0,61
2020	-3,70	-7,81	24,69	-12,00	14,40	-0,70	55,92	4,99	-4,05
2021	4,20	6,89	24,14	14,55	15,72	-0,61	55,02	5,13	3,62

Fonte: Sistema de Contas Nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (SCN/IBGE).

Talvez por isso, no modelo semiestrutural apresentado por Minella e Souza-Sobrinho (2011) o consumo do governo é especificado como um processo estocástico essencialmente exógeno em relação a quaisquer outras variáveis macroeconômicas. Na mesma linha, Guilherme Haluska, entre outros, parte da hipótese de que o consumo do governo é autônomo em relação à – no sentido de “não induzido pela” – “renda gerada pelas decisões de produção” (Haluska, 2023, p. 98). O modelo apresentado nesta nota vai na direção contrária da seguida pelos textos supracitados, supondo que o consumo do governo depende essencialmente da dinâmica da carga tributária e, portanto, em grande medida, da “renda gerada pelas decisões de produção”. A fim de justificar essa decisão é importante ter claro, inicialmente, que a variação real do consumo do governo tal como medida pelo IBGE é dada essencialmente pela média ponderada dos índices de volume dos produtos saúde pública, educação pública e serviços coletivos da administração pública (tabela 5 e gráfico 1).

Esses índices são descritos pelo IBGE, conforme a seguir.

1. O índice de volume da educação pública da tabela 5 é: “a média ponderada (pelo gasto médio por aluno e por nível de ensino) do número de matrículas na rede pública de ensino, divulgadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep)” (IBGE, 2016, apêndice 5).

14. Persson e Tabellini (2002) apresentam as linhas gerais desta enorme literatura por volta da virada do século.

2. O índice de volume da saúde do mesmo quadro é dado pela:

média ponderada (pelo gasto médio de cada grupo) de dois indicadores: número de internações por tipo de morbidade, ponderados pelo custo médio de internação de cada tipo de morbidade; número de procedimentos de produção ambulatorial, ponderados pelo custo médio de cada tipo de procedimento, na rede pública de saúde (...) [disponibilizados] pelo Datasus do Ministério da Saúde (*idem, ibidem*).

3. Por fim, no caso dos serviços de caráter coletivo, para os quais:

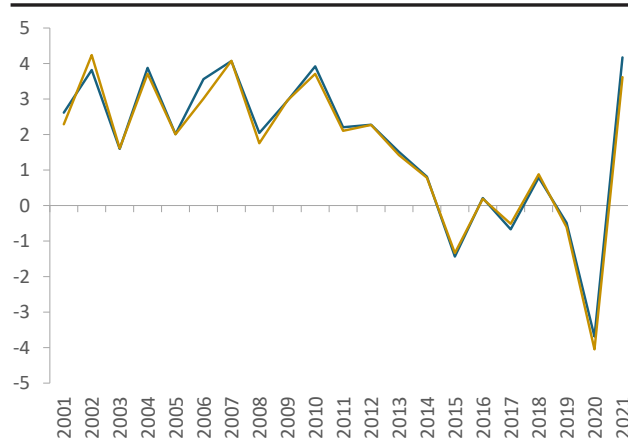
há maior dificuldade de identificação e produção de indicadores de medida direta de produção (...) são utilizados indicadores para cada componente de custo de produção: 1) as remunerações são extrapoladas pela variação de pessoal ocupado das atividades, tendo como fonte a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD); 2) para o consumo intermediário se utiliza a deflação por cada produto componente da estrutura de custos das atividades; 3) o consumo de capital fixo é calculado em valores correntes e constantes, de forma a se obter um índice de volume específico para este componente. O valor constante da produção resulta da soma dos [referidos] custos de produção avaliados a preços constantes (*idem, ibidem*).

Em resumo, o índice de volume do consumo do governo tal como medido nas contas nacionais brasileiras – diferentemente do que ocorre, por exemplo, nas contas nacionais dos Estados Unidos¹⁵ – é uma média ponderada complexa que envolve – além das decisões de contratação de servidores públicos (para áreas que não sejam saúde e educação), do tamanho e da composição do consumo intermediário das administrações públicas (exclusive saúde e educação) e do consumo de capital fixo das administrações públicas (exclusive saúde e educação) – também os números de matrículas nas redes públicas de educação básica e superior e as quantidades de vários tipos de atendimentos do Sistema Único de Saúde (SUS).

Resta claro, portanto, que o índice de volume dos serviços coletivos da administração pública depende em grande medida de decisões de gasto, incluindo contratação de mão de obra, feitas por estados e municípios. Com efeito, i) para cada ocupação na administração pública federal há perto de dez ocupações nas administrações públicas estaduais e municipais;¹⁶ ii) para cada real gasto como consumo intermediário pelo governo federal, R\$ 5,68 são gastos como consumo intermediário por estados e municípios; e, por fim, iii) para cada real investido pela União, R\$ 4,45 são investidos pelas administrações públicas estaduais e municipais.¹⁷

Ainda do ponto de vista estritamente fatural, a Constituição brasileira impõe “mínimos constitucionais” para os gastos das administrações públicas com saúde e educação que torna os referidos gastos fortemente correlacionados com a carga tributária (Santos *et al.*, 2017b). Mais geralmente, as restrições ao endividamento das admi-

GRÁFICO 1
Variação real anual do consumo do governo (2010)
(Em %)



Fonte: SCN/IBGE.
Elaboração do autor.

15. Nos Estados Unidos, as estimativas do consumo do governo em termos reais são: “(...) em geral, baseadas nas variações reais nos insumos de produção de modo que por hipótese, não se admite ganhos de produtividade” (BEA, 2023, p. 9.4). Os norte-americanos, evidentemente, reconhecem que “se possível, seria preferível medir mudanças na quantidade ou volume de serviços prestados [pelo governo], de modo a permitir mudanças na produtividade” (*idem, ibidem*) – tal como ocorre no Brasil com os produtos educação pública e saúde pública. O motivo pelo qual não fazem isso é que indicadores de volume devem preferencialmente ser ajustados pela qualidade dos serviços prestados – como no caso da Inglaterra e da Holanda, de acordo com Fraumeni *et al.* (2008, p. 7-8) –, além de ser difícil desenvolver índices ajustados pela qualidade com propriedades desejáveis. Provavelmente por isso, lamentavelmente, o índice de volume utilizado no Brasil para a educação pública não tem qualquer ajuste pela qualidade dos serviços prestados.

16. De acordo com as contas nacionais, em 2021 havia 11,2 milhões de ocupações públicas no Brasil. Já os anexos VI e VII do Projeto de Lei de Diretrizes Orçamentárias de 2022 davam conta de 660 mil servidores civis e 360 mil militares na União.

17. De acordo com dados das Contas Intermediárias de Governo (IBGE, 2022) relativas ao ano de 2021.

nistrações públicas estaduais e municipais no Brasil tornam os gastos das referidas administrações fortemente dependentes das receitas correntes destas últimas, que, por seu turno, também dependem crucialmente da carga tributária, seja por vias diretas – vale dizer, por meio dos tributos arrecadados por cada ente federado – ou indiretas, por meio das múltiplas partilhas federativas que caracterizam a nossa federação.¹⁸

Do que foi exposto acima, parece-nos razoável esperar que o índice de volume do consumo do governo tenha uma relação de longo prazo com a carga tributária. É verdade que a depreciação do estoque de capital do governo em nada tem relação com a arrecadação tributária, mas com o histórico de decisões de investimento de várias décadas.¹⁹ Da mesma maneira, o número de matrículas na rede pública da educação em um dado ano em pouco ou nada depende da carga tributária, posto que o custo por aluno pode variar consideravelmente sem que a quantidade de alunos matriculados na rede pública seja afetada. Mas é difícil fazer o mesmo argumento de exogeneidade em relação à arrecadação tributária para os demais componentes do consumo do governo. Com efeito, na prática tanto os gastos com consumo intermediário quanto as decisões de contratação de servidores e os atendimentos do SUS dependem de recursos em caixa para serem feitos.

O leitor atento deve ter notado que a expressão carga tributária não foi adjetivada até aqui. Em alguns pontos da argumentação, como no caso da relação da arrecadação tributária com os gastos com saúde e educação e com o orçamento de estados e municípios, seria mais correto usar carga tributária bruta (CTB), uma vez que os mínimos constitucionais são calculados com base na receita bruta do pagamento de benefícios sociais e subsídios. Em outros, como no caso do dinheiro disponível para o consumo intermediário e as decisões de contratação de novos servidores públicos, talvez o uso de carga tributária líquida (de benefícios sociais²⁰ e subsídios) fosse mais adequado. A especificação proposta na tabela 6 lida com essa ambiguidade supondo que o consumo do governo a preços constantes tem uma relação de longo prazo tanto com a CTB (positiva) quanto com os benefícios sociais exclusive os pagos em espécie e subsídios (negativa). As variáveis utilizadas são listadas no quadro 3. No passado, os “benefícios sociais exclusive os pagos em espécie e subsídios” eram chamados de “transferências de assistência e previdência social e subsídios” (Santos *et al.*, 2014), um termo bem mais intuitivo – por isto o uso da sigla TAPS nas tabelas 6 e 7.

Não há, lamentavelmente, deflatores oficiais disponíveis nem para a CTB nem para as TAPS em níveis trimestrais. O IBGE publica, entretanto, um deflator oficial para os impostos sobre a produção nas CNTs e parece natural deflacionar as TAPS pelo deflator do IBGE para o consumo das famílias, posto que são as famílias as beneficiárias últimas das transferências em questão. Dado o uso do deflator do consumo das famílias para deflacionar as TAPS, parece defensável, por simetria, calcular o deflator da CTB como uma média entre este último deflator e o deflator dos impostos sobre a produção, ponderada, naturalmente, pelos pesos relativos dos impostos sobre a produção e dos demais tributos no total da CTB. Os resultados da tabela 6 refletem esta fórmula de cálculo. Registre-se que os resultados mudam pouco qualitativamente quando se deflaciona as séries nominais da CTB e as TAPS, por exemplo, pelo deflator do PIB, mas neste caso os modelos têm resíduos menos bem-comportados e desempenho preditivo pior.

QUADRO 3

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos do consumo do governo

Variável	Fonte	Ordem
Ln do consumo do governo a preços de 1995 dessazonalizadas – consumo do governo	SCNT/IBGE	I(1)
Ln da CTB a preços de 1995 (deflator próprio) dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor, conforme Santos (2023)	I(1)
Ln dos benefícios sociais exclusive os pagos em espécie e subsídios a preços de 1995 (deflator do consumo das famílias) dessazonalizado (X-13)	Elaboração do autor, conforme Santos (2023)	I(1)

Elaboração do autor.

18. A título de exemplo, cabe registrar que os recursos dos fundos de participação de estados e municípios no Brasil dependem diretamente da arrecadação conjunta do Imposto de Renda e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e que as arrecadações do Imposto sobre Operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação (ICMS) e do Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA) também são parcialmente distribuídas aos municípios.

19. A este respeito, conferir IBGE (2014).

20. Exclusive os pagos em espécie.

TABELA 6

Especificações para o consumo do governo

Modelo	Elasticidades		Tendência	EAM quatro períodos fora da amostra dinâmica (%)	EAM quatro períodos fora da amostra estática (%)	Erro de previsão em 2023.4 (%)
	CTB	TAPS				
VECM de ordem 4, com consumo do governo, CTB e TAPS sem constante e sem tendência	0,650	-0,127	-	0,72	0,52	-0,81
VECM de ordem 4, com consumo do governo, CTB e TAPS sem constante e com tendência	0,659	-0,149	0,00015493	0,43	0,65	0,77

Elaboração do autor.

Comparados com os valores reportados para exportações e importações, os erros de previsão dos modelos do consumo do governo quatro trimestres fora da amostra (tabela 6) são significativamente menores do que os erros análogos dos modelos das exportações e das importações. Os dois modelos têm elasticidades similares (tabela 6) e geram projeções similares (tabela 7), mas embora ambos apresentem resíduos não correlacionados, apenas o modelo sem tendência tem resíduos sem sinais de heterocedastidade condicional. A aplicação do teste de Gregory-Hansen em ambos os casos sugere uma quebra no quatro trimestre de 2016 e dá suporte para a existência das relações de cointegração em questão. Por fim, vale registrar que ambos os modelos projetam crescimento três vezes maior para as TAPS do que para o consumo do governo em 2024, com o crescimento projetado da CTB ocupando uma posição intermediária (tabela 7).

TABELA 7

Previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4) dos modelos da tabela 6

Especificação	Horizonte preditivo	Consumo do governo (%)	CTB (%)	TAPS (%)
Sem tendência	2024.1 em relação a 2023.4	-0,16	0,83	1,90
	2024 em relação a 2023	1,80	3,05	6,10
Com tendência	2024.1 em relação a 2023.4	-0,15	0,81	1,92
	2024 em relação a 2023	1,82	3,03	6,15

Elaboração do autor.

5 Especificações econométricas para estimativas da CTB com ajuste sazonal a preços de 1995

Parte-se aqui das hipóteses de que: i) a CTB deve ter uma relação de longo prazo com o PIB; e ii) variações nos preços das *commodities* também afetam (positivamente) a arrecadação tributária (Brasil, 2022). Mas, novamente, as formas funcionais precisas não são claras e o número de relações de cointegração plausíveis, relativamente elevado, de modo a justificar um processo de seleção de modelos similar ao utilizado nas seções anteriores. As variáveis precisas adotadas nos testes de cointegração iniciais são as listadas no quadro 4. Os modelos com os melhores desempenhos fora da amostra são os dispostos na tabela 8.

A aplicação de testes de Gregory e Hansen (1996) sugere múltiplas quebras estruturais em ambas as especificações. Para a especificação com o PIB e o índice de preços das *commodities* em dólares, as quebras teriam ocorrido no terceiro trimestre de 2002 e no quarto trimestre de 2014. Para a especificação apenas com o PIB, as quebras teriam ocorrido nos terceiros trimestres de 2002 e de 2020. Em ambos os casos, a evidência em relação à existência dos vetores de cointegração se mantém, mas o desempenho preditivo dos modelos estimados com amostras menores é inferior aos dos modelos reportados na tabela 8.

QUADRO 4

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos da CTB

Variável	Fonte	Ordem
Ln da CTB a preços de 1995 (deflator próprio) dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor, conforme Santos (2023)	I(1)
Ln do PIB a preços de 1995 dessazonalizadas	SCNT/IBGE	I(1)
Ln do índice de preços geral das <i>commodities</i> e US\$	Banco Mundial	I(1)

Elaboração do autor.

TABELA 8

Modelos vetoriais de correção de erros selecionados para a dinâmica da CTB brasileira (estimados até 2023.4) e previsões um período fora da amostra (em 2023.4 com base nos modelos estimados até 2023.3) e quatro períodos fora da amostra (2023.1-2023.4 com base nos modelos estimados até 2022.4)

Ordem do VECM	Tendência no vetor de cointegração	Elasticidades		EAM quatro períodos à frente, a partir de 2022.4 – dinâmica (%)	EAM quatro períodos à frente, a partir de 2022.4 – estática (%)	Erro de previsão em 2023.4 (com dados até 2023.3)
		PIB	Commodities			
3	0,0016263	0,85865	0,14711	0,51	0,33984	0,555
3	0,00043374	1,3844	-	0,17	0,33962	-0,034

Elaboração do autor.

Dos dados da tabela 8, tem-se que a especificação com o preço das *commodities* (PCOMM) é inteiramente dominada, em termos de capacidade preditiva, pela especificação apenas com a CTB e o PIB. Ambas apresentam resíduos não correlacionados, porém com evidências de heterocedasticidade condicional. Isso não quer dizer, obviamente, que a especificação com PCOMM não seja útil, mas que o desempenho preditivo recente do modelo apenas com a CTB e o PIB tem sido extraordinário – o melhor, salienta-se, entre todos os modelos apresentados neste texto. Registre-se, por fim, que ambos os modelos projetam crescimentos similares para a CTB e o PIB em 2024 (tabela 9).

TABELA 9

Previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4) dos modelos da tabela 8

Especificação	Horizonte preditivo	CTB (%)	PIB (%)	PCOMM (%)
Com preço de <i>commodities</i>	2024.1 em relação a 2023.4	0,41	0,51	-0,71
	2024 em relação a 2023	2,47	1,46	0,49
Sem preço de <i>commodities</i>	2024.1 em relação a 2023.4	0,39	0,57	-
	2024 em relação a 2023	2,69	1,67	-

Elaboração do autor.

6 Especificações econométricas para a série do consumo das famílias a preços de 1995 com ajuste sazonal reportado nas contas nacionais trimestrais

Seguindo a teoria convencional,²¹ parte-se do pressuposto de que o consumo das famílias tem uma relação de longo prazo com a taxa de juros real e a renda corrente das famílias, possivelmente ampliada por alguma variável de disponibilidade de crédito – tal como em Schettini *et al.* (2012). Ademais, parece fazer sentido supor que também a taxa de câmbio efetiva real possa ter uma relação de longo prazo (negativa) com a dinâmica do consumo das famílias – tal como em Minella e Souza-Sobrinho (2011). Isso por pelo menos dois motivos: o primeiro é o fato de que, como apontado por Diáz-Alejandro (1965) e longa literatura subsequente, variações na taxa de câmbio impactam a massa salarial real no curto prazo. Em segundo lugar porque a taxa de câmbio geralmente varia com o nível de incerteza da economia, tendendo a se apreciar sempre que este último nível diminui.

QUADRO 5

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos do consumo das famílias

Variável	Fonte	Ordem
Ln do consumo das famílias a preços de 1995 com ajuste sazonal	SCNT/IBGE	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real – IPA	BCB	I(1)
Taxa Selic anual média trimestral subtraída da variação do IPCA no trimestre anualizada	Ipeadata e IBGE	I(1)
Ln da <i>proxy</i> da renda disponível das famílias de Schettini <i>et al.</i> (2012) dessazonalizada (X-13).	Elaboração do autor	I(1)
Ln da Renda Nacional Disponível Bruta das Famílias (RNDBF) deflacionada pelo IPCA e dessazonalizada	BCB	I(1)
Ln da RNDBF restrita deflacionada pelo IPCA e dessazonalizada	BCB	I(1)

Elaboração do autor.

21. Tal como apresentada, por exemplo, no capítulo 8 de Romer (2012).

Variáveis de crédito foram excluídas da análise pelo fato de estarem acessíveis apenas a partir de 2011.²² Como no caso das exportações mundiais, várias aproximações são possíveis para a variável da renda disponível das famílias (quadro 5). A primeira delas, disponível para todo o período compreendido pelos dados das CNTs, é a aproximação proposta por Schettini *et al.* (2012) – isto é, a renda nacional disponível bruta nominal reportada nas CNTs subtraída da CTB nominal e adicionada das TAPS nominais, posteriormente deflacionada pelo deflator do consumo das famílias das CNTs e dessazonalizada. As duas outras são as aproximações da RNDDBF reportadas pelo BCB, que estão disponíveis apenas a partir de 2003. Como a forma funcional precisa do(s) vetor(es) de cointegração também não é clara a priori, uma vez mais foi necessário selecionar modelos a partir dos respectivos desempenhos preditivos. Os modelos selecionados – todos sem termo constante no vetor de cointegração – são apresentados na tabela 10.

Os dados da tabela 10 sugerem elasticidades-renda do consumo das famílias próximas a 1,00 nos modelos apenas com a renda disponível e por volta de 0,75 quando a taxa de câmbio efetiva real e a taxa de juros real são incluídas no modelo. A aproximação precisa da renda das famílias utilizada não parece fazer muita diferença para as elasticidades-renda estimadas, mas afeta as demais variáveis, notadamente capacidades preditivas e propriedades estatísticas dos modelos. Com efeito, embora todos os modelos da tabela 10 apresentem resíduos não correlacionados, apenas os modelos com a aproximação de Schettini *et al.* (2012) trazem resíduos sem sinais de heterocedasticidade condicional. Adicionalmente, o desempenho preditivo quatro períodos fora da amostra dos modelos com juros e câmbio foi bem pior do que os dos modelos de apenas duas variáveis – talvez porque os testes de Gregory-Hansen nestes casos apontem quebras estruturais no período da pandemia de 2020. A aplicação dos testes de Gregory-Hansen aos modelos de apenas duas variáveis também indica quebras no período em questão, mas apenas quando se controla por quebras maiores verificadas no começo da amostra – possivelmente devidas às mudanças no mercado de crédito ocorridas no início do século. Por fim, vale registrar que em todos os modelos da tabela 10 as evidências de relações de cointegração se mantêm mesmo com a aplicação dos testes de Gregory-Hansen.

TABELA 10

Modelos vetoriais de correção de erros selecionados para a dinâmica do consumo das famílias (estimados até 2023.4) e previsões um período fora da amostra (em 2023.4 com base nos modelos estimados até 2023.3) e quatro períodos fora da amostra (2023.1-2023.4, com base nos modelos estimados até 2023.3)

Proxy de renda utilizada/ ordem do VECM	Tendência no vetor de cointegração	Elasticidades			EAM quatro períodos à frente, a partir de 2022.4 – dinâmica (%)	EAM quatro períodos à frente, a partir de 2022.3 – estática (%)	Erro de previsão em 2023.4 – com dados até 2023.3 (%)
		YDP	Selic real	TCER-IPA			
Schettini <i>et al.</i> (2012)/(5)	-	0,973	-	-	0,27	0,20	0,48
Schettini <i>et al.</i> (2012)/(5)	- 0,00060347	1,053	-	-	0,67	0,39	0,26
BCB irrestrita/(4)	- 0,0029694	1,0003	-	-	0,25	0,56	1,66
BCB irrestrita/(7)	- 0,0016561	0,798	-0,102	-0,06	3,34	2,63	0,76
BCB restrita/(7)	- 0,0010249	0,726	- 0,014	-0,12	1,88	2,84	0,10

Elaboração do autor.

Não há, novamente, um “melhor” modelo óbvio entre os listados na tabela 10. Pode-se apenas notar que o modelo com juros, câmbio e a aproximação irrestrita do BCB para a renda disponível das famílias tem desempenho sofrível em todos os horizontes preditivos – e por isso aparece em destaque na tabela 10. Além disso, como mencionado anteriormente, os modelos com apenas duas variáveis parecem ter desempenhos melhores quatro períodos fora da amostra do que os modelos que incluem câmbio e juros. Não surpreende, portanto, que as projeções para 2024 dos vários modelos também apresentem diferenças qualitativas relevantes (tabela 11). Com efeito, os modelos fundamentados na aproximação de Schettini *et al.* (2012) projetam taxas de crescimento menores do que os sustentados na aproximação do BCB tanto para o consumo quanto para a renda disponível

22. A este respeito, conferir BCB (2015).

das famílias. No entanto, mesmo entre modelos baseados na aproximação do BCB, há divergências importantes, posto que o modelo que inclui juros e câmbio prevê taxas de crescimento bem maiores do que o modelo que não inclui as referidas variáveis.

TABELA 11

Previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4) de modelos selecionados da tabela 10

Especificação	Horizonte preditivo	Consumo das famílias (%)	YDP (%)	Selic real (p.p.)	Câmbio (%)
Schettini <i>et al.</i> (2012) (5) sem tendência	2024.1 em relação a 2023.4	0,98	-0,01	-	-
	2024 em relação a 2023	2,46	2,43	-	-
Schettini <i>et al.</i> (2012) (5) com tendência	2024.1 em relação a 2023.4	0,76	0,29	-	-
	2024 em relação a 2023	2,09	2,83	-	-
BCB irrestrita/ (4) com tendência	2024.1 em relação a 2023.4	1,68	0,40	-	-
	2024 em relação a 2023	3,16	4,46	-	-
BCB restrita, juros e câmbio/ (7) com tendência	2024.1 em relação a 2023.4	1,93	1,82	-4,68	-7,47
	2024 em relação a 2023	3,38	6,00	-3,68	-8,40

Elaboração do autor.

7 Especificações econométricas para a série da FBCF a preços de 1995 com ajuste sazonal reportada nas CNTs

Seguindo a teoria convencional,²³ parte-se do pressuposto de que a FBCF tem uma relação de longo prazo com a taxa de juros real e com o nível de atividade, possivelmente influenciada também pelo estado de expectativas dos agentes e pelo preço relativo dos bens de capital – como, por exemplo, em Minella e Souza-Sobrinho (2011). Ademais, parece fazer sentido supor que a taxa de câmbio efetiva real possa aproximar estas duas últimas medidas, de modo que desvalorizações cambiais sejam negativamente correlacionadas com a FBCF – como em Santos *et al.* (2016) e não convém esquecer que parcela significativa da FBCF total é composta por investimentos públicos.²⁴ As variáveis utilizadas na identificação dessas possíveis relações de longo prazo são listadas no quadro 6.

Note-se que três variáveis de investimento público – estimadas pelo autor²⁵ – foram consideradas, vale dizer: i) a FBCF apenas das administrações públicas (*FBCF-APU*), disponível a partir de 2002.1; ii) a FBCF apenas das empresas estatais (*FBCF-estatais*), disponível a partir de 2010.1; e, por fim, iii) a FBCF do setor público como um todo (*FBCF-PUB*), isto é, a soma das duas variáveis anteriores, também disponível a partir de 2010.1. Tais variáveis, em princípio, têm determinantes diferentes. Enquanto a *FBCF-APU* é fortemente determinada pelo “espaço fiscal” das administrações públicas em cada momento do tempo, a *FBCF-estatais* tem, em princípio pelo menos, caráter mais exógeno, refletindo decisões de investimento, endividamento e preços das grandes empresas estatais brasileiras não necessariamente condicionadas pelo regime fiscal de plantão. Dada a inexistência de deflatores oficiais para as variáveis em questão, optou-se aqui por deflacionar a *FBCF-APU* pelo deflator da indústria de construção, a *FBCF-estatais* pelo deflator da FBCF total da economia e a *FBCF-pública* pela média ponderada dos referidos deflatores.²⁶

Como nas demais seções do texto, o grande número de relações de cointegração teoricamente plausíveis entre as variáveis do quadro 6 e a habitual incerteza sobre as formas funcionais precisas das referidas relações fizeram com que um processo de seleção de modelos tivesse que ser realizado. Os modelos selecionados no referido processo aparecem listados na tabela 12.

23. Tal como apresentada, por exemplo, no capítulo 9 de Romer (2012).

24. Dados do SCN para o período 2010-2021 dão conta de que a parcela do setor público no total da FBCF variou entre 25,8%, em 2010, e 15,4%, em 2021, no período em questão.

25. Para mais detalhes sobre as referidas variáveis, ver Santos (2023).

26. De acordo com dados de Míguez e Freitas (2021), o peso das construções na FBCF da atividade administração pública foi de 93,0% em 2021, contra 55,0% na produção e distribuição de eletricidade, gás, água, esgoto e limpeza urbana e 0,6% na extração de petróleo e gás.

QUADRO 6

Variáveis utilizadas na seleção dos modelos da FBCF

Variável	Fonte	Ordem
Ln da FBCF economia a preços de 1995 com ajuste sazonal	CNT/IBGE	I(1)
Ln da taxa de câmbio efetiva real – IPA	BCB	I(1)
Taxa Selic média trimestral subtraída da variação do IPCA no trimestre anualizada	Ipeadata e IBGE	I(1)
Ln do PIB a preços de 1995 com ajuste sazonal	CNT/IBGE	I(1)
Ln da demanda total da economia a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	CNT/IBGE	I(1)
Ln da FBCF das administrações públicas a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor, seguindo Santos (2023)	I(1)
Ln da FBCF das empresas estatais a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor, seguindo Santos (2023)	I(1)
Ln da FBCF do setor público como um todo a preços de 1995 dessazonalizada (X-13)	Elaboração do autor, seguindo Santos (2023)	I(1)

Elaboração do autor.

TABELA 12

Modelos vetoriais de correção de erros selecionados para a dinâmica da FBCF da economia (estimados até 2023.4) e previsões um período fora da amostra (em 2023.4 com base nos modelos estimados até 2023.3) e quatro períodos fora da amostra (2023.1-2023.4 com base nos modelos estimados até 2022.4)

Ordem do VECM	Tendência no vetor de cointegração	Elasticidades			EAM quatro períodos a frente a partir de 2022.4 – dinâmica (%)	EAM quatro períodos a frente a partir de 2022.4 – estática (%)	Erro de previsão em 2023.4 – com dados até 2023.3 (%)
		Selic real	FBCF-PUB	Câmbio			
3	-	-1,257	-	-0,990	4,70	2,78	1,78
3	-0,00074417	-1,542	-	-1,027	3,36	2,66	2,42
1	-0,00023908	-1,643	0,353	-0,582	2,50	1,22	1,52
1	-	-1,677	0,350	-0,613	2,96	1,34	1,38

Elaboração do autor.

Surpreendentemente, especificações com alguma variável de nível de atividade – seja a produção total da economia ou o PIB – não foram selecionadas na tabela 12, porque nesses casos ou não existe evidência de cointegração (na maior parte dos casos) ou os vetores de cointegração estimados não são bem-comportados. No caso tanto da taxa de juros real quanto do câmbio, por contraste, as evidências de cointegração literalmente saltam aos olhos, mas o desempenho preditivo de modelos apenas com estas variáveis é totalmente dominado pelo dos modelos que incluem a FBCF.²⁷ Ambos, por seu turno, projetam pequena queda na FBCF total da economia medida a preços de 1995 em 2024, a despeito da provável redução na taxa de juros real, por conta da combinação de câmbio um pouco mais desvalorizado e redução na FBCF pública (tabela 13). Os dois modelos apresentam, ainda, evidências de cointegração robustas à possibilidade de quebra estrutural, que, de acordo com o teste de Gregory e Hansen (1996), teria ocorrido no segundo trimestre de 2015, em meio ao processo de *impeachment* da presidente Dilma Rouseff.

TABELA 13

Previsões um período fora da amostra (2024.1 em relação a 2023.4) e quatro períodos fora da amostra (2024.1-2024.4 em relação a 2023.1-2023.4) de modelos selecionados da tabela 12

Especificação	Horizonte preditivo	FBCF total (%)	FBCF-PUB (%)	Selic real (p.p.)	Câmbio (%)
Com FBCF-PUB e sem tendência	2024.1 em relação a 2023.4	-0,24	-0,328	-0,12	+0,20
	2024 em relação a 2023	-0,98	-1,283	-0,25	+0,71
Com FBCF-PUB e com tendência	2024.1 em relação a 2023.4	-0,38	-0,331	-0,3	+0,25
	2024 em relação a 2023	-1,17	-1,277	-0,5	+0,81

Elaboração do autor.

8 Notas finais à guisa de conclusão

Em suas Marshall Lectures, Granger (1999, p. 61-62, tradução nossa) nota que, embora usualmente se esmerem em coletar os melhores dados disponíveis, testar múltiplas especificações alternativas, utilizar *insights* teóricos

27. Mesmo quando se leva em conta que os modelos com a FBCF-PUB só podem ser estimados a partir de 2010 e se ajusta a amostra dos modelos apenas com as taxas de juros e de câmbio de acordo.

no limite do possível e estimar eficientemente os seus modelos, econométristas frequentemente os apresentam ao público “como pratos exóticos em um restaurante caro”, sem se preocupar em esclarecer adequadamente quão bons efetivamente são os referidos modelos.²⁸ Tal esclarecimento pressupõe, ainda de acordo com Granger (1999, p. 62, tradução nossa), “(...) que o[s] objetivo[s] do[s] modelo[s] seja[m] claramente especificado[s]: (...) [mas] a [referida] declaração de propósito frequentemente não ocorre, ou não é precisa o suficiente para ser útil”. Explicitados claramente os objetivos da modelagem, caberia ainda aos econométristas, “incluir no esforço de modelagem (...) uma etapa de avaliação (...) enfatizando a qualidade dos resultados do modelo, não meramente a aparente qualidade do modelo” (*idem, ibidem*).

Reitere-se, pois, que os propósitos dos modelos apresentados neste texto são três, a saber: i) identificação de relações de longo prazo existentes entre as importações, a carga tributária e os componentes da demanda agregada da economia e outras variáveis de interesse; ii) previsão do que vai acontecer com as referidas variáveis no trimestre imediatamente posterior ao final da amostra utilizada na estimação, levando em consideração as referidas relações de longo prazo; e iii) construção de cenários para o que pode acontecer, na ausência de mudanças maiores, com as referidas variáveis nos quatro trimestres imediatamente posteriores ao final da amostra, considerando as relações de longo prazo. Daí que, ao longo do texto, procurou-se avaliar a qualidade dos resultados dos apresentados nas seções anteriores com base nesses três quesitos. Os resultados foram mistos. De um lado, as relações de cointegração encontradas se mostraram robustas em diferentes testes. De outro, vários dos modelos mencionados apresentam resíduos heterocedásticos, sugerindo que: i) as respectivas dinâmicas de curto prazo (principalmente) podem estar enviesadas; e ii) as especificações não lineares podem ter desempenho superior aos modelos apresentados neste texto. Dito isso, acreditamos que – por conta da sua relativa simplicidade – os modelos apresentados nas seções anteriores podem ser vistos como pontos de partida naturais para a análise tanto das variáveis de interesse como dos ganhos relativos dos vários refinamentos teoricamente possíveis. Esperamos, pois, voltar ao tema nos próximos números desta *Carta de Conjuntura*.

28. Granger (*ibid*) reclama, em particular, que “algumas partes da econometria se comportam como se o propósito da modelagem fosse achar modelos bem estimados que se adequam bem aos dados de acordo com algum critério”.

Referências

- BAIOCCHI, G.; DISTASO, W. GRETLL: econometric software for the GNU generation. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, p. 105-110, 2003.
- BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Revisão da estrutura de estatísticas de crédito**. Brasília: BCB, mar. 2015. (Relatório de Inflação).
- _____. **Estimativa mensal da renda nacional disponível bruta das famílias**. Brasília: BCB, 2021. (Nota Técnica do BCB, n. 55).
- BEA – BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. **Concepts and methods of the U.S. national income and product accounts**. Washington: US Department of Commerce, 2023. Disponível em: <https://www.bea.gov/resources/methodologies/nipa-handbook/pdf/all-chapters.pdf>.
- BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, Aug. 1998.
- BRASIL. Ministério da Economia. **Deflator da arrecadação federal**: proposta de metodologia e análise de simulações. Brasília: ME, 2022. (Nota Informativa). Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/notas-informativas/2022/novembro/nota-informativa-deflator-da-arrecadacao-fiscal-17-11-2022.pdf/view>.
- DIÁZ-ALEJANDRO, C. **Exchange rate devaluation in a semi-industrialized country**: the experience of Argentina, 1955-1961. Massachusetts: MIT Press, 1965.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p. 1057-1072, 1981.
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: McGraw Hill, 1982.
- EBREGT, J. **The CPB world trade monitor**: technical description. [s.l.]: CPB, 2023. Disponível em: https://www.cpb.nl/sites/default/files/omnidownload/CPB-Background-Document-April2023-The-CPB-World-Trade-Monitor-technical-description-update_36_7.pdf.
- ENDERS, W.; DOAN, T. **RATS programming manual**. 2nd ed. Illinois: Estima, 2014. Disponível em: https://estima.com/textbook_endersprogramming.shtml.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration e error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FRAUMENI, B. M. *et al.* **Price and real output measures for the education function of government**: exploratory estimates for primary and secondary education. Massachusetts: NBER, 2008. (Working Paper, n. 14099). Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1149345.
- GRANGER, C. **Empirical modeling in economics**: specification and evaluation. Massachusetts: Cambridge University Press, 1999.
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, p. 99-126, 1996.

HALUSKA, G. A economia brasileira no século XXI: uma análise a partir do modelo do Supermultiplicador Sraffiano. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 32, n. 2, p. 297-332, maio/ago. 2023.

HENDRY, D. Empirical economic model discovery and theory evaluation. **Rationality, Markets and Morals**, v. 2, n. 46, p. 115-145, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Consumo de capital fixo do governo e das instituições sem fins de lucros a serviço das famílias. *In*: _____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil – ano de referência 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. (Nota Metodológica, n. 9).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil – ano de referência 2010. 3. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2016. (Série Relatórios Metodológicos, v. 24).

_____. **Sistema de contas nacionais**: Brasil – ano de referência 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2022 (Nota Metodológica, n. 91).

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Nov. 1991.

MENDONÇA, M. J. C. de; SANTOS, C. H. M. dos; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 873-894, 2009.

MIGUEZ, T.; FREITAS, F. **Matrizes de absorção de investimento (MAIs)**: metodologia de estimação para o sistema de contas nacionais referência 2010. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2021. (Texto para Discussão, n. 24).

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Canais monetários no Brasil sob a ótica de um modelo semiestrutural. *In*: BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez anos de metas para a inflação: 1999-2009**. Brasília: BCB, 2011. 456 p.

OLIVEIRA, F. A.; NÓBREGA, W. C. L.; MAIA, S. F. Reação fiscal, rigidez orçamentária e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma abordagem por meio de MS-VECM. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 52, n. 1, p. 113-153, jan./mar. 2022.

PADRON, A. *et al.* Por que a elasticidade-preço das exportações é baixa no Brasil? Novas evidências desagregadas. *In*: SOUZA, A. M.; MIRANDA, P. (Ed.). **Brasil em desenvolvimento 2015**: Estado, planejamento e políticas públicas. Brasília: Ipea, 2015. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5838>.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. **Political economics**: explaining economic policy. Massachusetts: MIT Press, 2002.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 4th ed. New York: McGraw-Hill Irwin, 2012.

SANTOS, C. H. M. dos. **Séries longas trimestrais para a carga tributária bruta, a carga tributária líquida, as transferências de assistência e previdência e subsídios, a formação bruta de capital fixo das administrações públicas e a formação bruta de capital fixo das empresas estatais**. Rio de Janeiro: Ipea, 2023. (Carta de Conjuntura, n. 59).

SANTOS, C. H. M. dos *et al.* Estimativas trimestrais das transferências públicas de assistência e previdência no Brasil (1995-2012). **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 543-573, 2014.

SANTOS, C. H. M. dos *et al.* Revisitando a dinâmica trimestral do investimento no Brasil: 1996-2012. **Revista de Economia Política**, v. 36, n. 1, p. 190-213, jan./mar. 2016.

SANTOS, C. H. M. dos *et al.* Por que a elasticidade-preço das importações é baixa no Brasil? Evidências a partir das desagregações das importações por categorias de uso. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 26, n. 1, p. 141-164, abr. 2017a.

SANTOS, C. H. M. dos *et al.* **A dinâmica dos gastos com saúde e educação públicas no Brasil (2006-2015):** impacto dos mínimos constitucionais e relação com a arrecadação tributária. Brasília: Ipea, 2017b. (Texto para Discussão, n. 2289).

SAX, C.; EDDELBUETTEL, D. Seasonal adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R. **Journal of Statistical Software**, v. 87, n. 11, p. 1-17, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.18637/jss.v087.i11>.

SCHETTINI, B. *et al.* Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 3, p. 607-641, dez. 2012.

SCHETTINI, B.; GOUVEA, R. Empirical estimates for the Brazilian total imports equation using quarterly national accounts data (1996-2010). **Economia**, v. 16, p. 250-271, 2015.

SCHETTINI, B.; SQUEFF, G.; GOUVEA, R. Estimativas da função exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais 1995-2009. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 167-196, 2012.

Apêndice

As séries temporais utilizadas nas estimações apresentadas neste texto e/ou na “descoberta” das referidas especificações

Acompanha este texto um arquivo com 28 séries temporais utilizadas nos modelos apresentados no texto e/ou na “descoberta”²⁹ dos referidos modelos. O quadro A.1 apresenta as informações necessárias para que possam ser utilizadas por outros pesquisadores refletindo sobre as mesmas questões tratadas neste texto.

QUADRO A.1

Variáveis utilizadas nos modelos apresentados no texto ou em sua “descoberta”

Variável	Significado
<i>ln_tapsp95pib_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para as transferências de assistência e previdência social trazida a preços de 1995 pelo deflator do produto interno bruto (PIB), medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_ctbp95pib_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para a carga tributária bruta trazida a preços de 1995 pelo deflator do PIB, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_cg_p95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o consumo do governo a preços de 1995 e com ajuste sazonal, medida em bilhões de reais.
<i>ln_tapsp95_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para as transferências de assistência e previdência social trazida a preços de 1995 pelo deflator do consumo das famílias, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_ctbp95_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para a carga tributária bruta trazida a preços de 1995 por deflator próprio, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_fbcfp95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do IBGE para a formação bruta de capital fixo (FBCF) a preços de 1995, com ajuste sazonal e medida em bilhões de reais.
<i>ln_ddtotalp95sa</i>	Logaritmo neperiano da demanda total da economia trazida a preços de 1995 (pela média dos deflatores dos componentes, ponderada pelo peso de cada componente na demanda total nominal anual do ano anterior), medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_absint_p95sa</i>	Logaritmo neperiano da absorção interna da economia trazida a preços de 1995 (pela média dos deflatores dos componentes, ponderada pelo peso de cada componente na absorção interna nominal anual do ano anterior), medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>lexchr_ipa</i>	Logaritmo neperiano da série do Banco Central do Brasil (BCB) para a taxa de câmbio efetiva real (dólar/real) medida pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA).
<i>lexchr_ipca</i>	Logaritmo neperiano da série do BCB para a taxa de câmbio efetiva real (dólar/real) medida pelo IPCA.
<i>ln_pibp95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do IBGE para o PIB a preços de 1995 e com ajuste sazonal, medida em bilhões de reais.
<i>selic_real</i>	Média trimestral da taxa Selic anual subtraída da variação trimestral do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) anualizada.
<i>ln_pcomm</i>	Logaritmo neperiano do índice de preços de <i>commodities</i> em dólares do Banco Mundial.
<i>ln_fbcf_apu_p95constr_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para a FBCF das administrações públicas, trazida a preços de 1995 pelo deflator da indústria de construção, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_fbcf_estat_p95fbcf_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para a FBCF das empresas estatais, trazida a preços de 1995 pelo deflator da FBCF, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_fbcf_pub_p95_sa</i>	Logaritmo neperiano da série de Santos (2023) para a FBCF pública total, trazida a preços de 1995 (pela média dos deflatores dos componentes, ponderada pelo peso de cada componente na FBCF pública total nominal anual do ano anterior), medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>delta_ipca</i>	Variação trimestral do IPCA em pontos percentuais.
<i>ln_ydf_CH_p95pib_sa</i>	Logaritmo neperiano da aproximação de Schettini <i>et al.</i> (2012) para a renda disponível das famílias, trazida a preços de 1995 pelo deflator do PIB, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_ydf_CH_p95cfam_sa</i>	Logaritmo neperiano da aproximação de Schettini <i>et al.</i> (2012) para a renda disponível das famílias, trazida a preços de 1995 pelo deflator do consumo das famílias, medida em bilhões de reais e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_ydf_bcb_sa</i>	Logaritmo neperiano da série (n. 29025) do BCB para a renda disponível das famílias, deflacionada pelo IPCA, dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_ydf_bcb_res_sa</i>	Logaritmo neperiano da série (n. 29026) do BCB para a renda disponível das famílias restrita, deflacionada pelo IPCA, dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_cfam_p95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do IBGE para o consumo das famílias a preços de 1995, com ajuste sazonal e medida em bilhões de reais.
<i>ln_mp95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do IBGE para as importações a preços de 1995, com ajuste sazonal e medida em bilhões de reais.
<i>ln_x_p95sa</i>	Logaritmo neperiano da série do IBGE para as exportações a preços de 1995, com ajuste sazonal e medida em bilhões de reais.
<i>ln_wexp_cpisa</i>	Logaritmo neperiano das exportações mundiais subtraídas das exportações brasileiras em dólares do Fundo Monetário Internacional (FMI) em dólares, deflacionada pelo IPA dos Estados Unidos e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_wexp_ppicommsa</i>	Logaritmo neperiano das exportações mundiais subtraídas das exportações brasileiras em dólares do FMI em dólares, deflacionada pelo IPA no setor produtor de commodities dos Estados Unidos e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_wexp_ppimanufsa</i>	Logaritmo neperiano das exportações mundiais subtraídas das exportações brasileiras em dólares do FMI em dólares, deflacionada pelo IPA no setor produtor de manufaturas dos Estados Unidos e dessazonalizada pelo método X-13.
<i>ln_volwtrade</i>	Logaritmo neperiano da série do CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis para o índice de volume do comércio mundial com ajuste sazonal.

Elaboração do autor.

29. No sentido preciso de Hendry (2011).

Referências

HENDRY, D. Empirical economic model discovery and theory evaluation. **Rationality, Markets and Morals**, v. 2, n. 46, p. 115-145, 2011.

SANTOS, C. H. M. dos. **Séries longas trimestrais para a carga tributária bruta, a carga tributária líquida, as transferências de assistência e previdência e subsídios, a formação bruta de capital fixo das administrações públicas e a formação bruta de capital fixo das empresas estatais**. Rio de Janeiro: Ipea, 2023. (Carta de Conjuntura, n. 59).

SCHETTINI, B. *et al.* Novas evidências empíricas sobre a dinâmica trimestral do consumo agregado das famílias brasileiras no período 1995-2009. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 3, p. 607-641, dez. 2012.

Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac):

Claudio Roberto Amitrano (Diretor)
Mônica Mora y Araujo (Coordenadora-Geral de Estudos e Políticas Macroeconômicas)

Corpo Editorial da Carta de Conjuntura:

Maria Andréia Parente Lameiras (Editora substituta)
Estêvão Kopschitz Xavier Bastos
Leonardo Mello de Carvalho
Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti
Mônica Mora y Araujo
Sandro Sacchet de Carvalho
Sergio Fonseca Ferreira

Pesquisadores Visitantes:

Cristiano da Costa Silva
Debora Mesquita Pimentel
Felipe dos Santos Martins
Sidney Martins Caetano

Equipe de Assistentes:

Alexandre Magno de Almeida Leão
Beatriz de Luna Barreto
Caio Rodrigues Gomes Leite
Diego Ferreira
Izabel Nolau de Souza
Marcelo Lima de Moraes
Marcelo Guedes Pecly
Tarsylla da Silva de Godoy Oliveira

Equipe de Administrativa:

Amanda Fernandes Tatagiba
Lidiane Santos de Souza
Aline Conceição Santos
Rosanne Rodrigues Barbosa

Design/Diagramação:

Augusto Lopes dos Santos Borges
Leonardo Simão Lago Alvite

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 do Ministério do Planejamento.

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