

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 446

# UM MODELO DE PREVISÃO DO PIB, INFLAÇÃO E MEIOS DE PAGAMENTO\*

Ajax R. Bello Moreira<sup>\*\*</sup>  
Antonio Fiorêncio<sup>\*\*\*</sup>  
Hedibert Freitas Lopes<sup>\*\*\*\*</sup>

Rio de Janeiro, novembro de 1996

---

<sup>\*\*</sup> Da Diretoria de Pesquisa do IPEA.

<sup>\*\*\*</sup> Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e UFF.

<sup>\*\*\*\*</sup> Do IM-UFRJ.



*O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.*

**Presidente**

*Fernando Rezende*

**Diretoria**

*Claudio Monteiro Considera*

*Luís Fernando Tironi*

*Gustavo Maia Gomes*

*Mariano de Matos Macedo*

*Luiz Antonio de Souza Cordeiro*

*Murilo Lôbo*

**TEXTO PARA DISCUSSÃO** tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

**ISSN 1415-4765**

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro – RJ**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: [editrj@ipea.gov.br](mailto:editrj@ipea.gov.br)

**Brasília – DF**

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: [editbsb@ipea.gov.br](mailto:editbsb@ipea.gov.br)

© IPEA, 1998

*É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.*

---

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO.....	1
2 - ESCOLHA DAS VARIÁVEIS.....	2
2.1 - Escolha da Taxa de Juros .....	5
2.2 - Escolha dos Agregados Financeiros.....	5
2.3 - Comentários.....	8
3 - DESCRIÇÃO DO MODELO.....	9
4 - MODELO CONDICIONAL.....	13
5 - ANÁLISE DA CAPACIDADE PREDITIVA.....	16
6 - IDENTIFICAÇÃO DO MODELO ESTRUTURAL.....	19
7 - CONCLUSÃO .....	24
BIBLIOGRAFIA .....	26

---

---

## RESUMO

---

Este artigo discute uma relação empírica entre o PIB, a inflação e a liquidez da economia brasileira através de modelos VEC estruturais. Os principais pontos são os seguintes. Em primeiro lugar, partimos de um conjunto relativamente amplo de possíveis indicadores de liquidez e procuramos a representação mais parcimoniosa dentro deste conjunto. Assim, separamos o modelo em um bloco marginal e um condicional, utilizando o teste de causalidade de Granger para variáveis integradas como critério separador. Em segundo lugar, estimamos o modelo em sua representação VEC e não rejeitamos a hipótese de que o modelo marginal apresenta três tendências comuns. Utilizamos como um dos critérios de identificação do modelo a separação entre os choques que têm efeitos permanentes e os que têm apenas efeitos transitórios. Em terceiro lugar, utilizamos restrições adicionais, sugeridas pela teoria econômica, para identificar o modelo estrutural e interpretar cada choque permanente como uma alteração exógena na política econômica. Identificamos um choque de juros reais, um choque de liquidez e um choque de oferta. Finalmente, apresentamos as funções de resposta a impulso dos choques identificados.

---

---

# ABSTRACT

---

This paper analyses an empirical relationship between Brazilian GNP, inflation and liquidity using structural VEC models. The main points of the paper are the following. First, we started from a relatively large set of possible liquidity indicators and searched for the most parsimonious representation in this set. We split the model into a marginal and a conditional block, using Granger causality test for integrated variables as the separating criteria. This resulted in a marginal and a conditional model. Secondly, we estimated the marginal model in its VEC representation and could not reject the hypothesis that the marginal model has three common trends. We used as one identifying criteria of the model the separation between the shocks that have permanent effects and the ones that only have transitory effects. Thirdly, we used additional restrictions, suggested by economic theory, to identify the structural model and to interpret each permanent shock as an exogenous change in economic policy. We identified a real interest shock, an liquidity shock and a supply shock. Finally, we show the impulse-response functions to the identified permanent shocks.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

Este texto é parte de um trabalho em andamento para construção de um modelo de previsão de variáveis selecionadas do sistema financeiro brasileiro. É claro que, dadas as relações de causalidade mútua entre as variáveis financeiras e as principais variáveis macroeconômicas, como o produto e a inflação, é necessário tratar todas as variáveis deste conjunto como endógenas. Nesta etapa do trabalho, elaboramos um modelo de previsão conjunta de algumas variáveis macroeconômicas — no caso, PIB, juros e inflação mensais — e dos principais agregados monetários brasileiros, M1, M2-M1, M3-M2 e M4-M3. O modelo, além de relacionar contemporânea e dinamicamente estas variáveis, identifica choques independentes que determinam a trajetória das variáveis e que podem ser interpretados como alterações de políticas ou de condições econômicas.

As variáveis deste modelo compõem dois blocos de equações. O primeiro, chamado de “bloco macro”, condiciona as variáveis do segundo bloco, mas não é condicionado por este, ou seja, as variáveis serão dispostas num formato hierárquico. Será estimado um modelo estrutural para o bloco macro, identificando os seus choques permanentes através da imposição de restrições sobre as suas respostas de longo prazo, seguindo a metodologia proposta por King, *et alii* (1991), e os seus choques transitórios através da imposição de restrições sobre as respostas de curto prazo, seguindo a metodologia proposta por Lima (1995). Em ambos os casos a identificação é feita buscando associar cada um destes choques a alterações de políticas ou de condições econômicas.

Para definir o modelo foi necessário especificar e selecionar as variáveis do bloco macro e do bloco condicional. Para isso foi proposta uma estratégia para evitar a redundância de informações entre as séries e buscar o conjunto relevante de variáveis para compor o bloco macro. A propriedade de permanência das séries — ordem de integração — foi utilizada para reduzir o número de parâmetros do modelo e para identificar choques estruturais que possam ser classificados quanto à durabilidade dos seus efeitos — permanentes e transitórios. Finalmente, os modelos obtidos foram reestimados segundo procedimentos bayesianos que permitem dar mais importância ao passado recente de forma a melhorar a capacidade preditiva dos modelos.

A seção seguinte discute a estratégia adotada para a escolha das variáveis do bloco macro. A Seção 3 apresenta o modelo com os blocos macro e condicional e suas características estatísticas e propriedades de longo prazo. A Seção 4 apresenta os resultados da reestimação do modelo, segundo procedimentos bayesianos e a melhora da capacidade preditiva obtida, e finalmente a Seção 5 discute a identificação proposta para o modelo estrutural.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup>A estimação clássica, inclusive a análise de co-integração, foi realizada no **software** PCFIML.

## 2 - ESCOLHA DAS VARIÁVEIS

Devido às conhecidas dificuldades em especificar corretamente modelos estruturais que dêem conta tanto das relações dinâmicas quanto das contemporâneas entre as variáveis, optamos pela utilização de modelos do tipo auto-regressivo vetorial (VAR). Esta escolha, como se sabe, tem um preço, já que o modelo a ser estimado deve necessariamente ser parcimonioso quanto ao número de variáveis, sob pena de perda excessiva de graus de liberdade na estimação dos seus parâmetros e maior dificuldade na identificação de suas características, tais como as eventuais relações de longo prazo e contemporâneas. Nossa lista básica de variáveis é extensa, incluindo, além do PIB e da inflação, os quatro agregados monetários já mencionados e três taxas de juros representativas destes agregados: **over**, caderneta de poupança e CDB-pré. Estas nove variáveis além de constituírem em si um número excessivo podem ser redundantes em alguma medida. Ou seja, é possível que as taxas de juros e os agregados financeiros possam ser representados por um número menor de dimensões. Desta forma, uma primeira etapa do trabalho consiste em reduzir esta lista.

A maneira possível para obter um modelo mais parcimonioso é torná-lo hierárquico. Suponha que existam uma medida de liquidez  $D$  que resuma toda a informação contida em  $M1$ ,  $M2$ ,  $M3$  e  $M4^2$  e uma medida de custo de liquidez  $C$  que resuma toda a informação contida nas taxas do **over**, poupança e CDB-pré. Neste caso, poderíamos, primeiramente, estimar um modelo “macro” com PIB, inflação,  $C$  e  $D$  e, em seguida, estimar um modelo “financeiro” para prever as taxas de juros e os agregados  $M_i$  condicionados aos resultados do modelo macro.

É claro que para que esta estratégia seja viável é necessário que as medidas de liquidez e custo de liquidez, efetivamente, resumam a informação contida nos diversos agregados  $M_i$  e taxas de juros, e também que estas medidas sejam suficientes para identificar o modelo. Que tais medidas existam, está longe de ser evidente, já que o que se pretende é encontrar uma transformação de  $R^4$  em  $R^1$  e outra de  $R^3$  em  $R^1$  que não impliquem em perda de informação. Caso não sejamos capazes de encontrar tais transformações, será necessário aceitar um objetivo mais modesto e buscar transformações não de  $R^4$  em  $R^1$  ou de  $R^3$  em  $R^1$  mas de  $R^4$  em  $R^2$ , de  $R^3$  em  $R^2$  etc.

Quais alternativas de simplificação se apresentam naturalmente? Os modelos empíricos existentes têm testado diversos agregados monetários em busca daquele(s) que melhor resuma(m) o estado de liquidez da economia e ajude(m) a prever as principais variáveis macroeconômicas, tais como o PIB e a taxa de inflação. Dessa forma, pode-se escolher um agregado monetário restrito como  $M1$ , na esperança de que ele represente a liquidez “básica” da qual os demais agregados sejam múltiplos razoavelmente estáveis. Ou então, focaliza-se em um agregado amplo como  $M4$ , na expectativa de que seja o total de haveres financeiros da economia a variável relevante. A idéia de utilizar um agregado

---

<sup>2</sup>O saldo dos haveres financeiros foi obtido do Boletim do Bacen e deflacionado pelo IGP-DI centrado no dia 30. Todas as variáveis foram utilizadas em logaritmos.

amplo levanta uma dificuldade; se o que interessa é a liquidez total da economia e se os diferentes componentes de M4 têm graus diferentes de liquidez, como agregá-los?

A resposta tradicional é a construção de índices de divisia, que está apoiada em uma idéia básica [ver Barnett (1982)]. Ativos com graus de liquidez diferentes são ativos diferentes e, portanto, não se pode agregá-los atribuindo-lhes (implicitamente) o mesmo preço. Ou seja, não se pode somar uma unidade de depósitos à vista com uma unidade de CDB - como no cálculo tradicional de M4. No cálculo de um índice de divisia, o volume de cada agregado monetário é ponderado por seu custo de carregamento, ou seja, **grosso modo**, pela diferença entre a rentabilidade do ativo e a rentabilidade dos ativos menos líquidos e, supostamente, mais rentáveis da economia.<sup>3</sup> Com estas alternativas, podemos testar se algum subconjunto dos seis agregados mencionados (M1, M2-M1, M3-M2, M4-M3, M4, M4 divisia) é capaz de resumir a informação contida nos quatro agregados básicos, que estamos interessados em prever.

As taxas de juros foram analisadas apenas avaliando a eventual redundância de informações entre aquelas consideradas. Evitamos contruir índices compostos das diversas taxas de juros devido à dificuldade de interpretar os resultados de um modelo com uma taxa de juros que não descreva diretamente a rentabilidade de um mercado financeiro específico. Resumindo, nossa estratégia consistiu em:

- a) decompor o modelo em dois blocos de equações que se interligam de forma hierárquica — um dos blocos determina mas não é determinado pelas variáveis do outro bloco —, e testar estatisticamente a validade desta decomposição;
- b) especificar o primeiro bloco de variáveis substituindo o conjunto dos haveres e o conjunto das taxas de juros por um subconjunto representativo das variáveis ou por um índice que resuma a informação contida no conjunto completo de variáveis;
- c) identificar os choques estruturais que determinam o movimento do primeiro bloco;
- d) especificar o segundo bloco com as variáveis excluídas do primeiro bloco, realizando projeções condicionais aos resultados do primeiro bloco.

O procedimento adotado não constitui uma solução rigorosa para a seleção do conjunto de variáveis que serão consideradas condicionadas e das condicionantes. Consideramos como condicionadas aquelas variáveis que, sem perda de informação, pudessem ser excluídas de um modelo de previsão do conjunto das

---

<sup>3</sup> A definição do custo de carregamento de um ativo é problemática, pois para calculá-lo é necessário estimar, a cada período, qual a rentabilidade máxima do conjunto de ativos da economia, o que é de difícil mensuração. O índice de divisia utilizado bem como sua fórmula de cálculo foram omitidos por falta de espaço, mas podem ser obtidos junto aos autores.

variáveis condicionantes. Ou seja, o procedimento deixou de lado eventuais relações de longo prazo e relações contemporâneas.

As relações contemporâneas podem ser omitidas porque dependem do modelo estrutural utilizado e, portanto, sempre existem hipóteses de identificação que tornam nulas estas relações omitidas. Ou seja, está implícita na exclusão de uma certa variável uma hipótese de identificação. Já as relações de longo prazo dependem dos coeficientes — e dos respectivos pesos — de eventuais relações de co-integração entre as variáveis. Neste caso, a escolha se deu entre variáveis que informam aspectos diferentes da liquidez e as taxas de juros. Por isto, parece razoável admitir, por princípio, que estas variáveis sejam substitutas no longo prazo.

Foi realizada uma análise prévia da ordem de integração — teste de ADF — e os resultados apresentados na tabela 1 revelam que não se pode rejeitar a hipótese de que todas as variáveis sejam integradas de ordem 1, exceto as taxas de juros reais que são estacionárias. Apesar disso, as taxas de juros serão consideradas integradas quando da estimação do modelo VEC, com o cuidado de avaliar os efeitos desta eventual impropriedade.

**TABELA 1**  
**Teste de Raiz Unitária**

	T. Priv.	T. Púb.	Inflação	CDB-Real	Over Real	M1	C. Poup	PIB
I(d)	1	1	1	0	0	1	1	1
n.defasagens	3	3	0	0	0	1	1	7
t-ADF	-	-	-2.86	-11.0	-9.24	-1.95	-1.44	-.07
	1.06	2.596						

Obs.: Valor crítico -3.471(1%) e -2.879(5%)

O procedimento adotado consistiu em realizar testes de exclusão de variáveis.<sup>4</sup> Este teste pressupõe que as variáveis tenham distribuição normal, propriedade que nem sempre se verifica. Por este motivo foi utilizado, como critério adicional, a variação da medida de informação de Hannan-Quinn (H-Q) com o sinal trocado,<sup>5</sup> estatística que prescinde de hipóteses a respeito do formato das distribuições. As tabelas apresentadas indicam o p-valor associado à hipótese nula de exclusão de todas as defasagens da variável, e também a medida de informação

<sup>4</sup>Formalmente, testa-se se o vetor  $w$  pode ser excluído sem perda de informação da previsão de  $y$  na presença de  $z$ . Para isto estima-se  $y_t = A(L)y_{t-1} + B(L)z_{t-1} + C(L)w_{t-1}$ , e testa-se a hipótese de que  $C(L)=0$ . Os testes foram realizados introduzindo variáveis indicadoras para os diversos planos de estabilização, com os modelos com quatro defasagens de cada variável, e utilizando uma amostra de dados mensais de 1/80 a 12/94.

<sup>5</sup>Ou seja, valores positivos (negativos) desta estatística revelam que a exclusão da variável implicou ganho (perda) de informação.

correspondente. As linhas representam à variável que está sendo explicada e as colunas a variável excluída em cada caso.

## 2.1 - Escolha da Taxa de Juros

As taxas de juros consideradas relevantes e disponíveis como séries históricas para um período suficientemente longo, foram a taxa do sistema de liquidação dos títulos públicos — **Over**<sup>6</sup> — que remunera os títulos públicos federais e que é a taxa básica da economia, e a taxa dos Certificado de Depósito Bancário prefixados (CDB),<sup>7</sup> que remunera os títulos privados e supostamente é a maior taxa de captação do sistema financeiro. A rentabilidade da caderneta de poupança foi excluída lembrando que pode ser calculada a partir da taxa de inflação passada até 1990 e a partir desta data pela TR que é determinada pela taxa do CDB prefixado.

As taxas de juros nominais têm o fator comum da taxa de inflação que é extremamente significativo, e por isto, a relação entre elas foi analisada utilizando as taxas de juros deflacionadas pela taxa de variação do IGP-DI centrado.<sup>8</sup>

A Tabela 2 analisa a relação entre a taxa **Over** e a do CDB-pré, e revela que a taxa do **Over** pode ser excluída do modelo que explica a taxa do CDB e a do **Over**, mas não o contrário, o que sugere que a taxa do CDB é suficiente para representar as duas taxas de juros consideradas. Como a taxa do CDB é calculada com apenas as informações dos três primeiros dias úteis de cada mês, ao contrário da taxa **Over** que é uma média geométrica das taxas diárias verificadas ao longo do mês, a taxa **Over** deveria conter, em princípio, mais informação do que a taxa CDB. No entanto, surpreendentemente, a taxa **Over** pode ser explicada pela do CDB, mas não o contrário.

**TABELA 2**  
**Precedência das Taxas de Juros**

	(% ) P-(%) P		D H-Q	
	CDB	Over	CDB	Over
Over/CDB	0.0	3.54	-.02	.19

## 2.2 - Escolha dos Agregados Financeiros

A possibilidade de exclusão dos diversos agregados financeiros do modelo “macro” foi analisada verificando se o agregado financeiro mais amplo — M4 — ou um índice de divisia deste agregado, podem resumir a informação contida nos demais haveres financeiros: M1, M2-M1 (títulos públicos — tpu), M3-M2

<sup>6</sup> Fonte: Boletim do Banco Central do Brasil, e medido por  $\log(1+\text{over})$ .

<sup>7</sup> Fonte: até 1984, da publicação “Taxas de Juros no Brasil” e, após esta data, Andima, e medido por  $\log(1+\text{CDB})$ .

<sup>8</sup>O IGP-DI centrado no dia 30 é calculado pela média geométrica entre as taxas de inflação de cada mês e do mês subsequente, e corrigida nos meses dos planos para dar conta da mudança abrupta da taxa de variação dos preços dentro do mês considerado, e medido pelo  $\log(1+\text{taxa de variação})$ .

(caderneta de poupança — cpo) e M4-M3 (títulos privados — tpr). Ou seja, buscase verificar se estes agregados parciais acrescentam informação à previsão do vetor ( $y$ ) composto pelo PIB,<sup>9</sup> taxa de inflação, taxa do CDB, e uma medida de liquidez. Para isto foram consideradas alternativamente duas medidas de liquidez: M4 e o índice de divisia. A Tabela 3 mostra que nem M4 nem o índice de divisia<sup>10</sup> construído resumem a informação contida nos demais haveres, o que impede a decomposição do modelo através destes índices, pois a hipótese de exclusão dos títulos privados é rejeitada significativamente.<sup>11</sup>

**TABELA 3**  
**Precedência do M4 e do Divisia**

	(% P-valor)				$\Delta$ H-Q			
	m1	TPU	cpo	TPR	m1	TPU	cpo	TPR
y,M4	0.0	13.2	1.4	1.7	.07	.07	.13	-.09
y,Divisia	2.4	6.7	16.5	0.0	.08	.11	.14	-.02

Como os índices agregados não resumem a informação da liquidez, investigamos se algum subconjunto dos agregados era suficiente para representar os demais. Para isto foi construída a Tabela 4 que apresenta o teste de exclusão de cada variável na presença de (M1,cpo,tpr,tpu) para a previsão das variáveis ou grupo de variáveis indicadas nas linhas. O resultado mostra que, mesmo na presença dos demais haveres, o título privado (tpr) não pode ser excluído das equações dos haveres remunerados, o que sugere a inclusão deste agregado no modelo marginal.

**TABELA 4**  
**Precedência dos Haveres Financeiros**

	(% P-valor)				$\Delta$ H-Q			
	M1	TPU	CPO	TPR	M1	TPU	CPO	TPR
PIB/inf/CDB	3.6	5.6	48.0	7.0	.05	.06	.13	.07
m1	0.0	34.8	6.4	49.3	-2.5	.04	0.0	.05
tpu	50.9	0.0	35.9	2.1	.05	-2.5	.05	-.02
cpo	0.1	4.5	0.0	1.0	-.07	0.0	-2.93	-.03
tpr	38.0	20.3	8.5	0.0	.04	.02	.01	-3.45

<sup>9</sup> Como não existem dados sobre o PIB mensal brasileiro, este foi construído com as mesmas séries e a mesma ponderação utilizada pelo PIB trimestral, mas com as séries mensais, exceto para o produto do comércio que foi calculado regredindo-o com dados trimestrais com o produto agropecuário e da indústria de transformação e variáveis indicadoras sazonais. Os coeficientes estimados foram utilizados com as séries regressoras mensais, e as variáveis indicadoras transformadas em mensais fazendo-as tomar o mesmo valor nos meses do trimestre correspondente. Este PIB mensal, quando agregado trimestralmente, reproduziu os resultados do PIB trimestral.

<sup>10</sup> De fato, este teste foi repetido com índices de divisia construídos com diferentes hipóteses para a estimativa do custo de carregamento dos títulos. Os resultados foram semelhantes aos indicados.

<sup>11</sup> A estatística de Wald para  $H_0: tpr = 0$  não tem distribuição  $\chi^2$  pois as variáveis do sistema são integradas. Entretanto, Toda e Phillips (1994), Teorema 1, afirmam que essa estatística é  $\chi^2$  sob a condição que tpr esteja presente nas relações de co-integração existentes entre as variáveis dos sistema, que é o nosso caso.

Foi definido o vetor  $y=(\text{PIB},\text{inflação},\text{CDB},\text{tpr})$  e verificado qual variável ou qual grupo de variáveis poderia ser excluído na presença de  $(\text{M1},\text{cpo},\text{tpu})$ . Para isto foi testada a hipótese de que a inclusão de cada um dos demais haveres não incorporava informação a este modelo, isoladamente ou em conjunto. Os testes na Tabela 5 revelam que as variáveis caderneta de poupança e M1 podem ser excluídas do modelo principal sem perda de informação, mas que os títulos públicos não podem ser excluídos.

**TABELA 5**  
**Precedência de M1,cpo,tpu**

	M1	TPU	CPO	CPO/M1	CPO/TPU	TPU/M1
P-valor(%)	12.0	1.5	21.7	9.1	2.1	1.2
$\Delta$ H-Q	.13	.07	.15	.25	.19	.17

Este resultado é confirmado, incorporando os títulos públicos ao vetor  $(y)$  e verificando se alguma das variáveis excluídas melhora a capacidade preditiva do modelo. A Tabela 6 confirma que estas variáveis podem ser excluídas desse modelo.<sup>12</sup>

**TABELA 6**  
**Precedência de cpo,M1**

	M1	CPO
P-valor(%)	23.8	42.8
$\Delta$ H-Q	.19	.22

A escolha da taxa de juros do CDB foi reavaliada verificando se num modelo conjunto, esta taxa é capaz de substituir a taxa do **Over**. Para isto, seja o vetor  $y=(\text{PIB},\text{inflação},\text{tpr},\text{tpu})$ . Foram comparadas duas situações. Na primeira, o modelo foi especificado como  $(y,\text{CDB})$  e verificado se a taxa do **Over** pode ser excluída como variável explicativa. Na segunda, o modelo foi especificado como  $(y,\text{over})$  e verificado se a taxa do CDB pode ser excluída. Os resultados na Tabela 7 confirmam que a taxa do **Over** é explicada pela do CDB mas não o contrário.

<sup>12</sup>Foram realizados testes complementares que revelam que a utilização da variável M1 ou M2 no lugar dos títulos públicos não representavam os haveres omitidos adequadamente. Novamente estamos utilizando um resultado de Toda e Phillips (1994), que garante que a estatística de teste para  $H_0: M1 = 0, cpo = 0$ , tem distribuição assintótica  $\chi^2$  + movimento browniano, que é estritamente positivo, e portanto, se  $H_0$  é aceita aos níveis críticos da  $\chi^2$ , também será aceita aos níveis da distribuição verdadeira.

**TABELA 7**  
**Precedência das Taxas de Juros**

	<b>Over</b>	CDB
P-valor(%)	6.56	0.0
$\Delta H-Q$	.14	-.06

### 2.3 - Comentários

Como vimos, não foi possível encontrar um agregado financeiro único que resumisse a informação contida em todos os demais — o que lança dúvidas quanto à superioridade dos índices de divisia em relação aos agregados tradicionais como indicadores de liquidez do sistema. O modelo mais parcimonioso que obtivemos inclui, além do PIB e da taxa de inflação, a taxa de juros do CDB-pré e dois agregados financeiros M4-M3 (títulos privados) e M2-M1 (títulos públicos). M1, M3-M2 e a rentabilidade da poupança, bem como, surpreendentemente, a taxa de juros **Over** puderam ser excluídos do modelo macro sem perda de informação. Ou seja, foi possível passar de um VAR com nove variáveis para um com apenas cinco. Um ganho de parcimônia considerável.

O que estes resultados sugerem sobre o comportamento das variáveis que nos interessam? Em primeiro lugar, as medidas de liquidez restrita — no caso, M1 — e o volume da poupança são variáveis endógenas neste sistema, o que não chega a surpreender. O volume da poupança é fundamentalmente determinado pela renda da economia e pela taxa de remuneração da caderneta, que está atrelada ou à inflação passada ou à remuneração do CDB. Por outro lado, o Banco Central jamais tentou seriamente controlar o volume de moeda em circulação, de forma que sua endogeneidade não causa espanto.

Em segundo lugar, poderia parecer surpreendente que a taxa do **Over** possa ser excluída na presença do CDB-pré já que, em princípio, este contém menos informação do que aquele, pois é uma medida das expectativas nos três primeiros dias úteis do mês em comparação com a taxa do **Over** que é uma média geométrica das taxas verificadas ao longo de todo o mês. No entanto, em geral, o Bacen fixa a taxa do **Over** no primeiro dia do mês e introduz muito pouca variação até o final. Assim, na prática, ou a taxa do CDB acaba incluindo (marginalmente) mais informação do que a taxa do **Over**, ou o mercado financeiro faz bons prognósticos sobre a taxa de juros para o resto do mês.

Em terceiro lugar, a escolha dos títulos públicos e privados como representantes da medida de liquidez está de acordo com a idéia de que as inovações relevantes da economia são oriundas, por um lado, do setor público — eventualmente consequência de déficit fiscal e da percepção da sociedade quanto à sua transitoriedade ou permanência — e, por outro lado, dos movimentos autônomos e reativos do setor privado — representados pelo saldo de títulos privados.

Finalmente, para mostrar a interdependência entre as variáveis, elas foram agrupadas em dois blocos: um com o PIB e a inflação e um outro com os haveres e a taxa de juros. Foi testada a hipótese de exclusão de cada um dos blocos. A Tabela 8 apresenta os resultados que revelam que nenhum dos blocos pode ser excluído sem perda de informação para a previsão dos dois blocos.

**TABELA 8**  
**Interpedência entre as Variáveis.**

	(% P-valor		$\Delta$ H-Q	
	PIB/Inflação	TPU/TPR/CDB	PIB/Inflação	TPU/TPR/CDB
PIB/inflação	0.00	0.00	-5.14	-.06
tpu/tpr/CDB	0.00	0.00	.08	-7.77

### 3 - DESCRIÇÃO DO MODELO

A seção anterior sugere que as variáveis sejam separadas num bloco macro (y) composto pelo PIB, saldos dos títulos privados (tpr) e dos títulos públicos (tpu), pela taxa de juros do CDB prefixado (CDB) deflacionado, e pela taxa de variação do IGP-DI centrado no dia 30 (inf). O outro bloco (z) é composto pelo saldo de M1 e de caderneta de poupança e da taxa do Over. A seguir discutimos aspectos estatísticos do modelo macro, que foi estimado com dados mensais de janeiro de 1980 a dezembro de 1994, inicialmente no formato de um modelo VAR:

$$y_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde,  $\mu$  é o termo constante do VAR,  $\Phi$  é a matriz (5 x 11) de coeficientes relativos às **dummies** sazonais em  $D_t$ ,  $\Lambda$  é a matriz (5 x 12) de coeficientes relativos às 12 **dummies**  $P_t$  colocadas no modelo com a finalidade de tratar alguns pontos aberrantes;<sup>13</sup>  $\Gamma$ 's são matrizes (5 x 5) correspondentes às defasagens do vetor y. Assume-se que  $\varepsilon_t \approx \text{NID}(0, \Sigma)$ , apesar de, como veremos em seguida, algumas das componentes de y não suportarem essa hipótese.

Utilizamos o critério de Hannan-Quinn (HQ) para escolher o número de defasagens, mas a Tabela 9 também apresenta o *Bayesian Information Criterion (BIC)*, proposto por Schwarz.<sup>14</sup>

<sup>13</sup>Os pontos, indicados pelo teste de Chow seqüencial, foram : 84-1,86-2,86-3,88-12,89-1,89-2,90-2,90-3,90-4,91-2,94-6,94-7. Vale mencionar que a escolha desses pontos tem justificativa econômica.

<sup>14</sup> A escolha do número de defasagens do modelo VAR é um problema sério. Lütkepohl (1985) compara a performance de, pelo menos, 12 diferentes critérios e conclui que os critérios de Schwarz (também chamado de *Bayesian Information Criterion (BIC)*) e Hannan e Quinn (HQ), são os que melhor obtêm a verdadeira ordem do VAR (resultados obtidos através de intensivos procedimentos de simulação em VAR bi e tri-variados). De outro lado, Koreisha e Pukkila (1993) sugerem que o critério de Hannan-Quinn é o menos sensível ao número de componentes de y.

**TABELA 9**  
**Crítérios de Informação**

k	BIC	HQ	k	BIC	HQ	k	BIC	HQ
1	-30.89	-32.51	6	-29.43	-32.45	11	-28.01	-32.43
2	-30.82	-32.72	7	-29.00	-32.30	12	-27.68	-32.37
3	-30.57	-32.75	8	-28.63	-32.21	13	-27.65	-32.63
4	-30.29	-32.75	9	-28.23	-32.09	14	-27.25	-32.50
5	-29.92	-32.66	10	-28.08	-32.22	15	-26.86	-32.40

Apesar dos resultados sugerirem quatro defasagens, resolvemos utilizar  $p=12$ , tanto para verificação das hipóteses básicas da modelagem VAR quanto para a obtenção das relações de co-integração existentes entre as componentes de  $y$ . O que nos levou a fazer esse tipo de consideração foi a preocupação com as conseqüências de termos, por exemplo, autocorrelação residual ou heterocedasticidade na variância. Utilizando  $p=12$ , variáveis indicadoras para pontos aberrantes e componentes sazonais no modelo, foram realizados testes sobre o seu resíduo. Foram testadas autocorrelação serial Ljung-Box(1978),<sup>15</sup> normalidade Doornik & Hansen (1994)<sup>16</sup> e heterocedasticidade Engle (1982).<sup>17</sup>

A Tabela 10 apresenta os resultados obtidos. O valor crítico para o teste de autocorrelação é de  $\chi^2(12,.01)=26.2$ . Entre colchetes estão os P-valores associados aos testes de normalidade e heterocedasticidade. Os resultados mostram que apenas a inflação apresenta autocorrelação serial; que três dos cinco resíduos não suportam a hipótese de normalidade; e que, em princípio, nenhuma das variáveis do sistema apresenta estrutura ARCH até sete defasagens. A rejeição da hipótese de normalidade torna vulneráveis os resultados dos testes paramétricos, e portanto do teste quanto ao número de vetores co-integrados<sup>18</sup>

<sup>15</sup>A hipótese nula é a autocorrelação serial dos resíduos. A distribuição assintótica dessa estatística é qui-quadrado com  $k$  graus de liberdade, onde  $k$  é número de autocorrelações utilizadas.

<sup>16</sup>A hipótese nula do teste é que os resíduos são normais, a sua estatística tem uma distribuição assintótica qui-quadrado com dois graus de liberdade e é uma função do excesso de curtose e da assimetria em relação à distribuição normal padrão.

<sup>17</sup>A hipótese nula é que o resíduo seja um ruído branco, enquanto a alternativa é que o resíduo siga um processo ARCH. A principal vantagem desse teste é que ele não necessita que sejam estimados os parâmetros dessa estrutura ARCH da hipótese alternativa

<sup>18</sup>Mas é preciso ser investigado se os estimadores das relações de co-integração são robustos para perturbações no formato da distribuição do resíduo. Um procedimento alternativo seria considerar distribuições com caudas mais pesadas como a t-Student. Isto implica, no caso clássico, em grandes complicações computacionais. Já a abordagem bayesiana seria mais simples necessitando apenas de alguns procedimentos de integração numérica, como por exemplo procedimentos do tipo "Gibbs Sampler" [ver Gelfand e Smith (1990)].

**TABELA 10**  
**Testes de Aderência**

Var.	Ljung-Box	Normalidade	ARCH(7)
tpr	22.856	7.86760[0.0196]	0.73678[0.6415]
PIB	8.760	1.56060[0.4583]	0.22444[0.9783]
inf	32.891	33.30500[0.0000]	1.88330[0.0853]
CDB	23.311	13.44400[0.0012]	0.95659[0.4696]
tpu	16.758	0.60368[0.7395]	0.33938[0.9331]

Admitindo que todas as variáveis do vetor ( $y$ ) sejam integradas de ordem 1, é possível que existam relações de longo prazo entre elas. Para checar este ponto, o modelo (1) será reparametrizado na forma:

$$\Delta y_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\Pi_i = -(\Gamma_{i+1} + \dots + \Gamma_p)$   $i = 1, 2, \dots, p-1$  e  $\Pi = I - (\Pi_1 + \dots + \Pi_p)$ .

Note-se que (2) é um VAR(p-1) em diferenças, a menos do termo  $\Pi y_{t-1}$ ; ou seja, há um erro de especificação ao se tratar séries integradas através de um VAR em primeiras diferenças quando  $\Pi$  não for igual a zero. Portanto, sob a hipótese de que  $\Pi = \alpha \beta^T$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes ( $5 \times r$ ) e  $0 < r < 5$ , temos o conhecido *modelo de correção de erros (VEC)*. Johansen (1988,1991) propõe um procedimento multivariado de estimação de  $r$  e dos parâmetros do modelo (2) sob a hipótese de existirem  $r$  relações de co-integração entre as componentes de  $y$ .<sup>19</sup>

A Tabela 11 apresenta os resultados deste procedimento, os valores críticos das estatísticas e a correção dos testes para pequenas amostras.<sup>20</sup> Os resultados mostram que os dois critérios indicam a existência de duas relações de co-integração. A Tabela 12 apresenta as relações de co-integração estimadas.

**TABELA 11**  
**Análise de Co-integração do Modelo Macro**

Ho	Testes do Traço			Testes do Maior Autovalor		
	-Tlog(1- $\lambda$ )	Com T-nm	95%	-T $\Sigma$ log(1- $\lambda$ )	Com T-nm	95%
$r \leq 0$	86.72**	55.75**	33.5	180.70**	116.20**	68.5
$r \leq 1$	58.15**	37.38**	27.1	93.97**	60.41**	47.2
$r \leq 2$	23.70*	15.23	21.0	35.82**	23.03	29.7
$r \leq 3$	12.12	7.80	14.1	12.13	7.80	15.4
$r \leq 4$	0.01	0.00	3.8	0.01	0.00	3.8

<sup>19</sup>São propostas duas estatísticas de teste para  $r$ , a do traço e a do maior autovalor, que testam respectivamente se  $r \leq r_0$  vs  $r > r_0$  e  $r = r_0$  vs  $r = r_0 + 1$ . Ambas verificam se alguns dos autovalores ( $\lambda$ 's) da matriz  $\Pi$  é ou não igual a zero, onde  $r$  = número de autovalores de  $\Pi$  diferentes de zero.

<sup>20</sup>Valores críticos para os dois testes propostos por Johansen e para modelos que incluem ou não termo constante e **dummies** sazonais podem ser encontrados em Osterwald-Lenum (1992).

**TABELA 12**  
**Relações de Co-integração**

TPR	PIB	INF	CDB	TPU
0.0	-.2979	.5856	-25.13	1.0
1.0	-1.083	-.901	13.99	0.0

Para verificar a robustez destes resultados, a análise de co-integração foi repetida com o modelo especificado com algumas alternativas. Foi alterado o número de defasagens para quatro, substituída a taxa de juros real por uma taxa nominal<sup>21</sup> e, finalmente, a taxa de juros real foi substituída por uma taxa corrigida.<sup>22</sup> Em todos os casos, os resultados foram aproximadamente os mesmos, o que sugeriu a robustez das estimativas dos vetores co-integrados. Para avaliar a significância dos coeficientes estimados foram feitos testes anulando, alternadamente, os parâmetros de cada variável nas duas relações de co-integração, e os pesos das duas relações de co-integração em cada equação. A Tabela 13 apresenta o P-valor correspondente para cada caso, e indica a fragilidade da relação do, e sobre o, PIB.

**TABELA 13**  
**Significância da Relação de Longo Prazo**

	TPU	TPR	CDB	PIB	INF
rel.co-integração	0.0	0.0	0.0	0.23	0.1
pesos	0.0	0.0	0.07	0.32	0.0

As relações de co-integração obtidas, embora possam não ser fundamentadas em algum modelo teórico, parecem indicar alguns fatos estilizados: **a)** O crescimento do PIB está relacionado com o aumento das dívidas; **b)** O aumento da taxa de juros reais está ligado com o aumento da dívida pública e a redução da dívida privada, ou seja, a taxa de juros promove um efeito de substituição no **portfólio** dos agentes, que, aparentemente, consideram a dívida privada mais arriscada que a pública; **c)** A taxa de inflação reduz a dívida pública — talvez pelo aumento no imposto inflacionário — e aumenta a dívida privada.

A hierarquia entre os blocos de equações permite estimar em separado as equações do modelo condicional (x) composto por M1 e pelo saldo das cadernetas de poupança. Foi feito um teste-F de exogeneidade fraca ao se incluir na equação do modelo condicional os resíduos do modelo macro. Não se pode rejeitar a hipótese de que y (condicionante) é exógeno fraco para os parâmetros do modelo

<sup>21</sup> O teste univariado para a presença de raiz unitária não rejeitou a hipótese de que a taxa de juros real é estacionária. Por isto, o modelo foi especificado com os juros nominais para verificar se os resultados eram prejudicados pela hipótese imprópria de que os juros reais são integrados.

<sup>22</sup> Como a taxa de juros apresentava alguns pontos aberrantes, esta taxa foi redefinida como o resíduo da regressão da taxa de juros sobre as variáveis indicadoras dos pontos aberrantes.

condicional.<sup>23</sup> Este resultado permite estimar este modelo considerando as variáveis de (y) como exógenas. Para isto, foi estimado um modelo VAR no nível das variáveis<sup>24</sup> como em (3) e feitas algumas tentativas de simplificação das equações.

$$\Delta x_t = \phi + \Theta D_t + B \Delta y_t + \sum_{i=1}^k \Phi_i \Delta x_{t-i} + \omega_t \quad (3)$$

Os resultados obtidos estão de acordo com diversos outros já apresentados na literatura ao tratar a demanda de moeda através de um modelo condicional [ver Johansen (1991) e Nakane (1994)]. Os Gráficos 1a a 1i a seguir apresentam as variáveis e as relações de co-integração obtidas.

#### 4 - MODELO CONDICIONAL

Nessa etapa é modelado o vetor  $y = (M1, cpo, over)$  condicionado no vetor  $z = (tpr, q, inf, CDB, tpu)$ . Inicialmente faremos alguns testes de exclusão de regressores nas equações dos componentes de  $y$  para obtermos um modelo mais parcimonioso; em seguida feita uma regressão bayesiana com **priori** de Litterman para obter um modelo com boas propriedades preditivas. Inicialmente, entretanto, é necessária alguma notação e para isso escreveremos o modelo para, por exemplo, M1:

$$(Ha) \quad M1_t = \alpha + \Phi_1 D_{1t} + \Phi_2 D_{2t} + \sum_{i=1}^4 (\alpha_i, \beta_i, \gamma_i) y_{t-i} + \sum_{j=0}^4 (\delta_j, \Delta_j, \mu_j, \xi_j, \eta_j) z_{t-j} + \varepsilon_t$$

onde  $D_1 = (D_{1,1}, \dots, D_{1,11})'$  e  $D_{2t} = (D_{2,1}, \dots, D_{2,12})$  são **dummies** sazonais mensais e **dummies** em planos econômicos, respectivamente. Mais especificamente as **dummies** dos planos são :  
 $D_{2t} = I_{(84.2, 86.2, 86.3, 88.12, 89.1, 89.2, 90.2, 90.3, 90.4, 91.2, 94.6, 94.7)}$ .

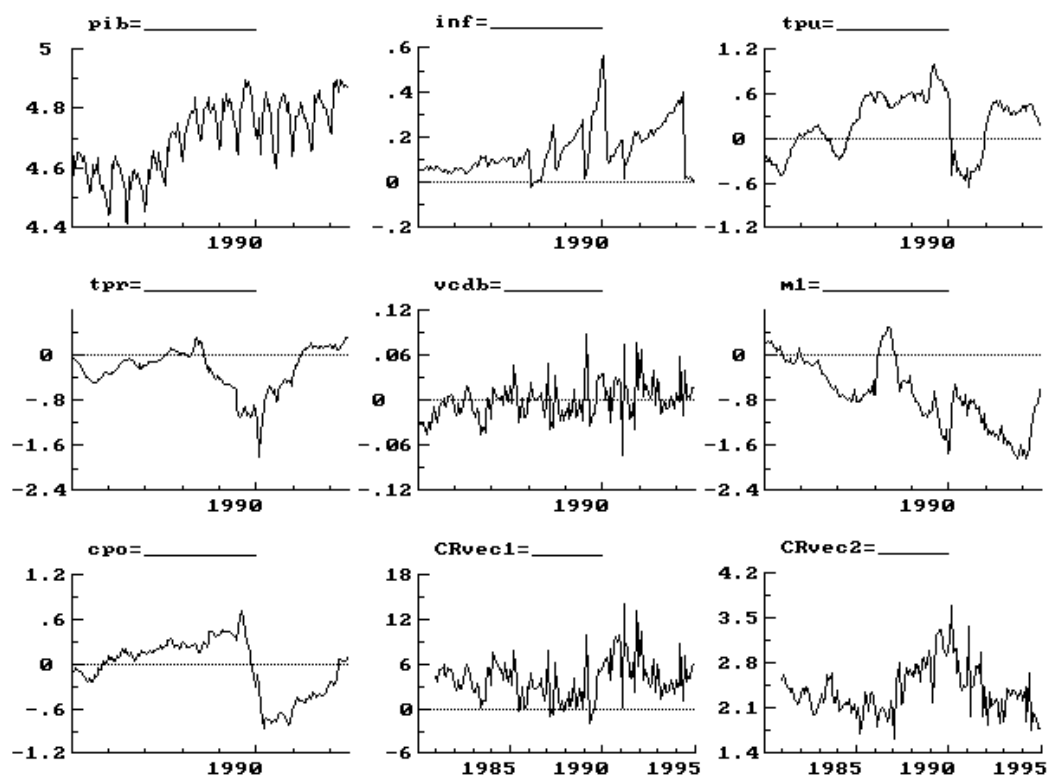
Dessa forma, faremos testes sobre a nulidade dos parâmetros do modelo acima. Abaixo esquematizamos os testes para cada uma das três variáveis que compõem o modelo condicional.

<sup>23</sup>Os resíduos do modelo marginal (macro) não são significativos (p-valor=0.8734) no modelo condicional. Este procedimento é um teste de exogeneidade fraca de Wu-Hausman, e foi um dos testes utilizados por Nakane (1994) para estimar uma equação de demanda por moeda para o Brasil.

<sup>24</sup>Foi feito um teste de co-integração entre os componentes de  $x$  e não foi rejeitada a hipótese de ausência de relações de co-integração.

**TABELA 14**  
**Variável: M1**

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Nível Descritivo
$H_1 : \gamma=0, \delta=0, \eta=0$	$H_a$	0.5939



Podemos concluir, através dessa análise, que a Tabela 14 não necessita das informações defasadas do Over, do tpr e do tpu, nem das informações contemporâneas do tpr e do tpu.

Assim a Tabela 15 exclui, as defasagens do Over, tpr e tpu (como no modelo para M1), além de excluir toda informação, defasadas e contemporâneas, do PIB.

**TABELA 15**  
**Variável: cpo**

Hipótese Nula*	Hipótese Alternativa	Nível Descritivo	$\Delta SC^{**}$
H1 : $\gamma=0$	Ha	0.1581	--
H2 : $\gamma=0, \delta=0$	Ha	0.0314	--
H3 : $\gamma=0, \Delta=0$	Ha	0.3637	--
H4 : $\gamma=0, \Delta=0, \eta=0$	Ha	0.0142	--
H5 : $\gamma=0, \delta_{14}=0, \Delta=0$	Ha	0.2875	--
H6 : $\gamma=0, \delta_{14}=0, \Delta=0, \eta_{14}=0$	Ha	0.0558	0.2772

\*  $\delta_{14}$  : significa defasagens de 1 a 4. \*\* Sempre Relativo a Hipótese Ha.

**TABELA 16**  
**Variável: OVER**

Hipótese Nula*	Hipótese Alternativa	Nível Descritivo	$\Delta SC^*$	Nível Descritivo **
H1 : $\alpha_{24}=0, \beta_{24}=0$	Ha	0.7831	0.1489	--
H2 : $\alpha_{24}=0, \beta_{24}=0, \delta=0$	Ha	0.4663	0.2336	--
H3 : $\alpha_{24}=0, \beta_{24}=0, \delta=0, \eta=0$	Ha	0.1190	0.2828	--
H4 : $\mu_{24}=0, \beta_1=0$	H3	0.7425	0.3854	0.2012
H5 : $\gamma_{34}=0, \Delta_0=0$	H4	0.7341	0.4641	0.2789
H6 : $D_{21;24}=0, D_{26}=0$	H5	0.8318	0.5958	0.4168
H7 : $D_{14;111}=0$	H6	0.1689	0.7512	0.2899
H8 : $\Delta_{024}=0$	H7	0.1284	0.8019	0.2178
H9 : $D_{11;13}=0$	H8	0.3144	0.8670	0.2098

\*  $\alpha_{14}$  : significa defasagens de 1 a 4. \*\* Sempre Relativo a Hipótese Ha.

Dessa forma a Tabela 16 ficou bastante parcimoniosa, excluindo a maioria das defasagens de todas as variáveis, menos do CDB e ficando somente com a inflação e o CDB contemporâneos. Após essa etapa os modelos para cada um dos componentes de  $y$  são:

$$M1_t = \alpha + \Phi_1 D_{1t} + \Phi_2 D_{2t} + \sum_{i=1}^4 (\alpha_i m1_{t-i} + \beta_i cpo_{t-i}) + \sum_{j=0}^4 (\Delta_j q_{t-j} + \mu_j \text{inf}_{t-j} + \xi_j \text{cdb}_{t-j})$$

$$cpo_t = \alpha + \Phi_1 D_{1t} + \Phi_2 D_{2t} + \sum_{i=1}^4 (\alpha_i m1_{t-i} + \beta_i cpo_{t-i}) + \delta_0 \text{tpr} + \eta_0 \text{tpu} + \sum_{j=0}^4 (\mu_j \text{inf}_{t-j} + \xi_j \text{cdb}_{t-j})$$

$$\text{over}_t = \alpha + \Phi_2^* D_{2t}^* + \alpha_1 \text{ml}_{t-1} + \gamma_1 \text{over}_{t-1} + \gamma_2 \text{over}_{t-2} + \Delta_1 q_{t-1} + \mu_0 \text{inf}_t + \mu_1 \text{inf}_{t-1} + \sum_{j=0}^4 \xi_j \text{cdb}_{t-j}$$

onde  $D_{2t}^* = I_{(89,1,90,2,90,3,90,4,91,2,94,6,94,7)}$ .

Utilizando os modelos escolhidos acima, foi feita então uma busca nos hiperparâmetros da **priori** de Litterman visando encontrar modelos cujas capacidades preditivas fossem as melhores. A Tabela 17 compara, para cada uma das três variáveis, suas performances segundo um modelo clássico e segundo um modelo bayesiano com **priori** de Litterman.

**TABELA 17**  
**Comparação de Modelos: Theil-U\***

Variável	Clássico	Bayesiano**
M1	0.9025	0.7081
cpo	1.2798	0.8420
<b>over</b>	0.8177	0.8152

\*\*  $\lambda_{\text{ml}} = (1,1,2,1,2)$ ;  $\lambda_{\text{cpo}} = (2,1,10,100)$ ;  $\lambda_{\text{over}} = 1$ .

## 5 - ANÁLISE DA CAPACIDADE PREDITIVA

Os modelos da última seção podem ser reestimados sequencialmente de forma a avaliar a sua capacidade preditiva, o que não implica que os parâmetros estejam variando temporalmente. Apesar do modelo VEC ser mais parcimonioso do que o modelo estimado na forma VAR, não é evidente que esta restrição melhore a sua capacidade preditiva. Por isto, a capacidade preditiva das duas formas de estimação foi analisada juntamente com suas versões estimadas de forma bayesiana que utilizam a “*Priori de Litterman*” [ ver Litterman (1986)].<sup>25</sup>

Assim, a estimação do VAR e do VEC é feita através de mínimos quadrados recursivos e calculado, para cada  $t$ , o erro de previsão a  $h$  passos para ser utilizado nas medidas de ajuste Desvio Absoluto Médio (DAM) e Theil-U. A estimação de modelos VAR através da abordagem bayesiana já está razoavelmente documentada. Sims (1980) e Litterman (1986) apresentam uma forma de especificação *a priori* dos parâmetros do VAR que tem gerado bons resultados do ponto de vista preditivo em modelos empiricamente estudados.<sup>26</sup>

Entretanto, a estimação de modelos VEC através da abordagem bayesiana é menos conhecida, apesar de existirem alguns trabalhos recentes [ver Tsuruni e Wager (1994), DeJong (1992), Schotman e van Dijk (1991) e Phillips (1994)]. O problema é a não linearidade trazida pela restrição  $\Pi = \alpha\beta^T$ . A estratégia adotada

<sup>25</sup> Em geral utiliza-se algum critério de qualidade de ajuste para a comparação de modelos, sendo comum o uso da estatística de Theil (Theil-U) ou o DAM.

<sup>26</sup> Outros trabalhos que utilizam a inferência bayesiana em modelos VAR são Kadiyala & Karlsson (1993), Koop (1992), Lima, Migon e Lopes (1993) e Lopes (1994).

admite que as relações de co-integração são fixas e conhecidas; dessa forma  $z_t = \beta^T y_t$  passa a ser uma quantidade fixa e o modelo (2) torna-se:

$$\Delta y_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta y_{t-i} + \alpha z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A *priori* de Litterman incidirá nas linhas da matriz de parâmetros  $(\mu, \Phi, \Lambda, \Pi_1, \dots, \Pi_{p-1}, \alpha)$ . Admite-se que a *priori* não existe informação para  $(\mu, \Phi, \Lambda, \alpha)$ , que é caracterizado por uma variância muito grande. Os parâmetros autoregressivos têm média nula e variância dada por:  $\text{Var}(\Pi_{k,ij}) = \{\zeta_{ij} \hat{\sigma}_j / (k^d \hat{\sigma}_i)\}^2$ ;

onde os  $\hat{\sigma}_i$ 's são as estimativas de  $\sigma_i$  (diagonal de  $\Sigma$ ) obtidas através da estimação de (1) por mínimos quadrados ordinários (estimativa clássica) e são utilizados para retirar o efeito da escala das variáveis;  $d$  é um fator de decaimento das variâncias a priori (em geral,  $d=1$ , e dessa forma quanto mais longa for a defasagem mais a variância se aproximará de zero e mais certeza se terá de que  $\Pi_{k,ij}=0$ ).  $\zeta_{ij}$  são calibradores da informação que se tem sobre cada variável  $j$  na explicação da variável dependente; note que  $\zeta_{ij} \approx 0$  revela que a  $j$ -ésima componente de  $y$  não deveria ser incluída na equação da  $i$ -ésima com grande chance, e contrariamente  $\zeta_{ij} \rightarrow \infty$  indica pouca informação **a priori** sobre a importância da  $j$ -ésima variável na equação da variável  $i$ .

Além disso, admite-se no caso VAR, que todas as variáveis sejam **a priori** um passeio aleatório, ou seja, a média é igual a zero para todos os parâmetros exceto o coeficiente auto-regressivo de primeira ordem. Já no caso VEC admite-se que a média de todos os parâmetros a priori seja nula. A Tabela 18 apresenta a capacidade preditiva dos modelos (VAR/VEC/BVAR/BVEC). Os hiperparâmetros das *prioris* de Litterman utilizadas nos casos bayesianos foram obtidos através de uma busca numa grade cuja função objetivo é o Desvio Quadrático Médio, no caso BVEC, e o Theil-U no caso BVAR.

$$\zeta_{BVAR} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 2 & 10 & 5 \\ 1 & 100 & 10 & 100 & 1 \\ 10 & 100 & 5 & 1 & 2 \\ 5 & 100 & 2 & 100 & 5 \\ 10 & 100 & 1 & 5 & 5 \end{pmatrix} \quad \text{e} \quad \zeta_{BVEC} = \begin{pmatrix} 10 & 5 & 100 & 1 & 2 \\ 100 & 100 & 100 & 10 & 1 \\ 100 & 100 & 100 & 100 & 1 \\ 5 & 100 & 1 & 10 & 2 \\ 1 & 100 & 1 & 1 & 100 \end{pmatrix}$$

Vemos que, apesar de possivelmente existirem duas relações de co-integração, essa restrição não melhora a capacidade preditiva no contexto bayesiano (melhora a capacidade preditiva do modelo VEC em relação ao modelo VAR, porém muito pouco). Num contexto geral, o modelo BVAR é o que produz melhores indicadores. Abaixo apresentamos a Tabela 19 contendo essas estatísticas, porém para erros de previsão a três passos. Note-se que, mesmo num prazo mais longo,

onde se esperaria que os modelos VEC/BVEC tivessem melhor previsão, o modelo BVAR se mostrou melhor. Vale ressaltar que o PIB é melhor previsto por um modelo VEC.

**TABELA 18**  
**Análise Preditiva do Modelo Macro (1 passo)**

	DAM (%)				THEIL			
	VAR	VEC	BVAR	BVEC	VAR	VEC	BVAR	BVEC
TPR	6.2	6.3	5.0	5.9	1.36	1.36	1.07	1.23
PIB	2.9	2.5	2.30	2.4	0.75	0.67	0.58	0.62
INF	2.9	3.0	2.4	2.9	1.26	1.31	1.07	1.30
CDB	2.5	2.2	2.0	2.2	1.29	1.20	0.99	1.09
TPU	6.9	6.6	5.0	5.8	1.38	1.35	1.00	1.19

**TABELA 19**  
**Análise Preditiva do Modelo Macro (três passos)**

	DAM (%)				THEIL			
	VAR	VEC	BVAR	BVEC	VAR	VEC	BVAR	BVEC
TPR	1.3	13.6	11.4	12.8	1.15	1.32	1.02	1.25
PIB	4.9	3.6	3.8	3.8	0.71	0.52	0.55	0.55
INF	6.6	6.7	6.4	7.1	0.99	1.04	0.96	1.07
CDB	3.0	2.4	2.3	2.6	1.35	1.07	0.97	1.12
TPU	17.6	12.9	11.2	12.5	1.63	1.28	1.09	1.18

Finalmente, vale ressaltar que esse tipo de procedimento bayesiano é refutado pelos bayesianos conservadores uma vez que utiliza a própria amostra para calibrar o modelo em uso (esse procedimento é comumente chamado de “**Empirical Bayes**”). Uma alternativa para fugir desse procedimento seria utilizar **prioris** não informativas em geral e talvez utilizar algum procedimento que dê mais peso a informações mais recentes da amostra, como por exemplo a modelagem dinâmica bayesiana com fatores de desconto proposta em West & Harrison (1989).

A estrutura hierárquica é de fato uma restrição sobre a forma reduzida de um modelo composto pelo Macro e o Condicional, identificado por MC(8). Esta restrição poderia implicar na perda de capacidade preditiva, por isto comparou-se a capacidade preditiva deste modelo com a de um modelo BVAR composto pelas mesmas variáveis, exceto o PIB,<sup>27</sup> e estimado pelo modelo Não-Restrito, identificado por NR(7).

<sup>27</sup>O modelo NR(7) corresponde ao proposto no relatório 1 enviado para o Banco do Brasil

**TABELA 20**  
**Comparação Modelo Não-Restrito (NR) — e Hierárquico (MC)**

	DAM(1)	%	DAM(3)	%	THEIL	(1)	THEIL	(3)
	NR(7)	MC(8)	NR(7)	MC(8)	NR(7)	MC(8)	NR(7)	MC(8)
INF	1.6	2.0	5.1	5.8	.94	1.03	.91	1.02
CDB	2.5	1.9	5.2	2.4	1.10	.90	1.06	.67
OVER	2.1	1.7	2.9	2.0	.99	.75	.87	.62
M1	8.5	6.7	22.6	16.6	.84	.66	1.38	1.02
TPU	6.0	5.0	14.0	11.6	1.19	.98	1.28	1.10
CP	4.0	3.2	10.9	8.9	1.04	.78	1.12	.88
TPR	5.4	4.8	11.7	10.3	1.06	.96	1.03	.86
PIB	-	2.1	-	3.0	-	.50	-	.43

A Tabela 20 mostra que exceto pela taxa de inflação que o modelo irrestrito é ligeiramente superior,<sup>28</sup> o modelo condicional é substancialmente melhor para os dois horizontes de previsão considerados e para as demais variáveis. Considerando que a capacidade destes modelos anteciparem a inflação é muito pequena, pode-se afirmar que a estrutura hierárquica é superior.

## 6 - IDENTIFICAÇÃO DO MODELO ESTRUTURAL

A arbitrariedade introduzida nos modelos estimados na forma reduzida, seja no formato VAR, seja no formato VEC, limita-se à escolha das variáveis, uma vez que todos os demais resultados podem ser de alguma forma informados pelos dados. Infelizmente estes modelos especificam um sistema em que suas variáveis são movimentadas por choques correlacionados e de difícil interpretação. A introdução de hipóteses de identificação que permitiria obter choques interpretáveis e independentes é, com frequência, excessivamente arbitrária e geradora de controvérsia.

Uma metodologia para a identificação de modelos co-integrados foi proposta por King, Plosser, Stock e Watson (KPSW) que busca separar os choques quanto à durabilidade de seus efeitos. Se um sistema com  $n$  variáveis integradas tem  $r$  relações de co-integração, estas  $n$  variáveis partilham  $n-r$  tendências comuns — que podem ser descritas por choques com efeitos permanentes — e  $r$  componentes estacionárias — que têm efeito transitório.

Qualquer modelo integrado pode ser colocado na representação de Beveridge-Nelson (1981) para modelos multivariados:

<sup>28</sup>O modelo NR(7) define a taxa do CDB-pré do mês com os dados apurados no mês (t+1) tendo em vista que é disponível no mesmo período no qual estão disponíveis os saldos financeiros. Como a taxa do CDB-pré foi definida de forma usual modelo hierárquico, este dispõe de menos informação em cada período, e nesta medida podemos considerar que este modelo tem melhor capacidade preditiva inclusive para a previsão da taxa de juros.

$$\begin{aligned}
 y_t &= C(1) \sum_i u_{t-i} + C^*(L)u_t \\
 &= C(1)A^{-1} \sum_i Au_{t-i} + C^*(L)A^{-1}Au_t \\
 &= R(1) \sum_i v_{t-i} + R^*(L)v_t
 \end{aligned} \tag{5}$$

onde  $C(1)$  representa a matriz de impactos de longo prazo,  $C^*(L)$  as matrizes dos coeficientes defasados da representação de médias móveis, e  $A$  a matriz das relações contemporâneas que identifica o modelo estrutural. A primeira igualdade descreve a representação de Beveridge-Nelson para o modelo na forma reduzida — com inovação ( $u$ ); a segunda igualdade, a transformação para o modelo na forma estrutural; e a terceira o modelo na forma estrutural. A matriz  $R(1)$  tal como a matriz  $C(1)$  é de posto reduzido, pois se  $\beta'(r \times n)$  representa as relações de co-integração, necessariamente  $\beta' C(1) = \beta' R(1) = 0$ .

A proposta de KPSW consiste em impor restrições sobre a matriz  $A$  de tal forma que  $R(1)$  possa ser escrita na forma  $(\Gamma, 0)$  onde a matriz  $\Gamma$  ( $n \times n-r$ ) mede os efeitos de longo prazo, sobre cada variável, dos choques permanentes identificados. Obviamente  $\Gamma$  deve ser estimada com a condição  $\beta' \Gamma = 0$ .

O procedimento brevemente descrito acima identifica os choques permanentes, deixando em aberto os choques transitórios. Lima (1995) propõe um procedimento análogo para estes choques que impõe restrições adicionais sobre a matriz  $A$ . Deixando de lado os detalhes algébricos, são definidas as matrizes  $B$  ( $n \times n$ ) e  $M$  ( $r \times n$ ) ambas de posto  $r$ , calculadas a partir das demais matrizes que definem o sistema, que permitem identificar os choques transitórios de forma equivalente aos choques permanentes. A relação entre os choques na forma reduzida e os choques estruturais permanentes ( $v^*$ ) e transitórios ( $v^{**}$ ) é dada na equação a seguir, onde a matriz  $A$ , matriz  $\phi$  ( $n \times r$ ), especifica os efeitos contemporâneos dos choques transitórios sobre cada variável.

$$C(1)u_t = \Gamma v_t^*, \text{ e } Bu_t = \phi v_t^{**}, \text{ tal que } \beta' \Gamma = 0, \text{ e } M\phi = 0 \tag{6}$$

As restrições impostas para a identificação dos choques permitem estimar a matriz  $A$  das relações contemporâneas, separando os choques que têm efeito permanente daqueles com efeito transitório, e introduzindo um número reduzido de restrições de identificação. Neste caso apenas quatro restrições, das quais uma refere-se aos choques transitórios. Como elemento de comparação a identificação de um modelo VAR com cinco variáveis exigiria a imposição de 10 restrições sobre as relações contemporâneas.

O número de restrições depende das condições de posto e ordem das matrizes  $\Gamma$  e  $\phi$ , mas as restrições escolhidas para a identificação dos choques não são únicas, de forma que toda identificação envolve, necessariamente, um grau de arbitrariedade. O objetivo é impor restrições que impliquem um comportamento, dinâmico e de longo prazo, economicamente plausível para a reação das variáveis do modelo aos choques identificados. Ou seja, trata-se de avaliar se a resposta do modelo a cada

choque está de acordo com a interpretação dada ao mesmo. Ainda que esta etapa seja realizada a contento, permanece o problema de saber qual a origem de cada choque. Diferentes choques podem dar origem a um comportamento semelhante em modelos que contemplam um conjunto restrito de variáveis. Neste sentido, o “batismo” de cada choque também contém um elemento de arbitrariedade.

A resposta dinâmica é dada pelas Funções de Resposta a Impulso (FRI), apresentadas nos Gráficos de 2a a 2v que mostram ao longo de 36 meses a resposta de cada variável a cada um dos choques, juntamente com o seu intervalo de confiança.<sup>29</sup> As variáveis do bloco condicional não influenciam contemporaneamente o bloco macro, e portanto, a identificação do modelo estrutural refere-se exclusivamente ao bloco macro. Tendo feito estas ressalvas, os choques que identificamos são os seguintes:

- a) um choque permanente que, no longo prazo, não afeta a taxa de juros real e a taxa de inflação, e que denominamos *choque de produtividade ou de oferta*;
- b) um choque permanente que, no longo prazo, não afeta os juros reais, e que denominamos *choque Neutro de Inflação*;
- c) um choque permanente denominado *choque de juros reais*;
- d) um choque que não tem efeito permanente e que aumenta o estoque de títulos públicos e privados na mesma proporção, denominado *choque de liquidez*; e
- e) um choque transitório, denominado *choque residual*.

A Tabela 21 apresenta as matrizes  $\Gamma$  e  $\phi$  que descrevem respectivamente os efeitos de longo prazo dos choques permanentes e os efeitos contemporâneos dos choques transitórios, e na última linha o desvio padrão de cada choque estrutural. Esta tabela também explicita as restrições impostas dos choques que têm efeito permanente. O primeiro é estimado com duas restrições (dois zeros na primeira coluna), o segundo com uma restrição (um zero na segunda coluna) e o terceiro é irrestrito. Dos choques transitórios, o primeiro é estimado com uma restrição (igualdade dos impactos sobre  $\pi$  e  $\pi^e$ ) e o segundo é irrestrito. A metodologia para estimar os parâmetros  $\Gamma$  e  $\phi$  com estas restrições está descrita em Lima (1995).

---

<sup>29</sup>A FRI corresponde aos coeficientes da representação de médias móveis, e a sua incerteza foi estimada utilizando um procedimento de Monte Carlo que considerou apenas a incerteza da forma reduzida, deixando de lado a originada nas relações contemporâneas. Lima, Migou e Lopes (1993) e Lopes (1994) descrevem detalhadamente este procedimento.

**TABELA 21**  
**Identificação dos Choques**

	Oferta	Neutro de Inflação	Juros Reais	Liquidez	Residual
CDB	0.0	0.0	1.0	0.052	1.725
Inflação	0.0	1.0	5.81	0.043	0.6
PIB	1.0	0.101	-2.89	-0.072	0.007
Título Público	0.298	-0.556	20.9	1.0	-1.688
Título Privado	1.083	1.01	-11.9	1.0	1.206
D.Padrão	0.0172	0.0269	0.0027	0.0296	0.0067

O primeiro choque analisado é um choque **de oferta**, definido pelo fato de que impomos que, a longo prazo, mesmo que o produto cresça, os juros e a inflação permanecerão constantes. Como se observa na FRI, estas três variáveis convergem muito rapidamente para seus valores de longo prazo. O comportamento dos títulos públicos e privados é irrestrito. A dívida privada cresce, aproximadamente na mesma proporção do PIB, sugerindo que se trata de um choque de crescimento equilibrado. A dívida pública cresce em menor proporção do que a privada e, a rigor, não é estatisticamente diferente de zero. Este pequeno impacto é, provavelmente, devido a dois efeitos conflitantes: o crescimento do PIB tanto aumenta a demanda por dívida pública pelos agentes quanto reduz as necessidades de financiamento do governo. Este choque é responsável por 81% da variância do erro de previsão do PIB e 17% dos títulos privados a longo prazo, mas explica pouco do comportamento dos títulos públicos.

O segundo é um choque de **neutro de inflação** definido pela restrição de que, a longo prazo, os juros reais sejam constantes. A curto prazo, os juros reais caem acentuadamente, voltando à sua tendência rapidamente, num movimento que é compatível com a hipótese de que os agentes, apesar de não terem previsão perfeita, aprendem rapidamente. Este movimento tem reflexo direto sobre o PIB, que aumenta nos primeiros períodos, retornando, em seguida, para valores que não são estatisticamente diferentes de zero. Ou seja, a imposição de que este choque não tenha efeitos permanentes sobre os juros reais acarretou um efeito também nulo sobre o produto. A dívida pública cai, inicialmente com o impacto refletindo a queda nos juros e permanece significativamente abaixo da tendência durante quase todo o período. O crescimento ligeiramente significativo da dívida privada a longo prazo reflete o movimento, pouco significativo, do PIB: tomando o PIB como **proxi** da riqueza, seu crescimento abre espaço para maior demanda de títulos privados. Observe que não é possível descartar a hipótese de que este seja um choque neutro a longo prazo. Este choque responde por 75% da variância do erro de previsão da inflação e 35% do erro da dívida privada. Seu impacto sobre o PIB e a dívida pública é pequeno.

O terceiro é um choque de *juros reais*. A única condição imposta sobre este choque é que seja permanente e independente dos demais. A longo prazo, o

aumento nos juros reais derruba o produto e a dívida privada, que o acompanha, mas aumenta a inflação. Note-se que a elasticidade de longo prazo da dívida pública frente aos juros é elevada (20,9) mas finita, sugerindo que o aumento no estoque da dívida vem acompanhado de um aumento no esforço fiscal para servi-la. A longo prazo esta identificação sugere que o crescimento da dívida pública está associado a um **crowding-out** da dívida privada, queda no PIB e crescimento nos juros reais e na inflação. Este choque é responsável por 93% do movimento da dívida pública e 48% do movimento da dívida privada a longo prazo.

Os outros dois choques têm apenas efeitos transitórios e respondem por uma fração importante do movimento de curto prazo dos haveres financeiros. A restrição imposta consistiu em considerar o tipo de efeito contemporâneo sobre estes haveres.

O quarto choque, e primeiro transitório, é definido pela restrição de que as dívidas pública e privada cresçam na mesma proporção.<sup>30</sup> Este choque está associado a uma situação de curto prazo em que a inflação cresce e o produto cai. A origem destes movimentos pode ser um aumento de liquidez, um movimento autônomo nas expectativas inflacionárias ou uma redução temporária na oferta real. O resultado é que os agentes públicos e privados reagem a esta queda temporária no PIB com um aumento no endividamento e, conseqüentemente, nos juros reais. Tal comportamento é perfeitamente compatível com as hipóteses usuais sobre a reação dos agentes a choques transitórios sobre a renda real: os agentes se endividam para suavizar o impacto das quedas na renda sobre o gasto. O segundo choque transitório tem baixo poder explicativo e por isso foi denominado de **residual**, sem que tentemos interpretá-lo. A Tabela 22 apresenta a proporção da variação de cada variável no longo prazo que é devida a cada um dos choques. A Tabela 23 apresenta a mesma proporção nos meses seguintes aos choques.

**TABELA 22**  
**Decomposição Variância no Longo Prazo**

Choques	CDB	Inflação	PIB	Título Publico	Título Privado
Juros Reais	1.0	.25	.17	.93	.49
Neutro de Inflação	0.0	.748	.02	.07	.35
Oferta	0.0	0.0	.81	.01	.17

<sup>30</sup> Foram experimentadas diversas identificações, com ou sem restrição sobre o comportamento dos haveres e, em todas, obtivemos que um dos choques transitórios impactava os títulos públicos e privados na mesma direção e em magnitudes semelhantes.

**TABELA 23**  
**Decomposição de Variância do Erro de Previsão**

Mês	Juros Reais				Inflação				PIB			
	cp3	cp2	cp1	ct	cp3	cp2	cp1	ct	cp3	cp2	cp1	ct
0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.2	0.6	0.0	0.0	0.0	0.2	0.6	0.0
	3	3	7	1	2	8	6	0	1	8	9	1
1	0.0	0.4	0.0	0.0	0.2	0.6	0.0	0.0	0.0	0.2	0.7	0.0
	5	9	6	1	0	8	4	3	2	5	2	1
3	0.0	0.4	0.0	0.0	0.1	0.6	0.0	0.0	0.0	0.2	0.7	0.0
	5	8	7	1	9	9	3	5	4	1	3	1
6	0.0	0.4	0.0	0.0	0.1	0.7	0.0	0.0	0.0	0.1	0.7	0.0
	6	7	7	1	8	1	2	6	5	6	6	1
12	0.1	0.4	0.0	0.0	0.1	0.7	0.0	0.0	0.0	0.1	0.7	0.0
	2	4	6	1	9	3	1	4	7	2	9	1
24	0.2	0.3	0.0	0.0	0.2	0.7	0.0	0.0	0.1	0.0	0.8	0.0
	3	8	5	1	1	4	0	2	0	8	1	1
36	0.3	0.3	0.0	0.0	0.2	0.7	0.0	0.0	0.1	0.0	0.8	0.0
	2	4	5	1	2	5	0	2	1	7	1	0

(Continuação)

Meses	Títulos Públicos				Títulos Privados			
	cp3	cp2	cp1	ct	cp3	cp2	cp1	ct
0	0.08	0.27	0.12	0.45	0.54	0.05	0.01	0.38
1	0.09	0.39	0.09	0.40	0.58	0.03	0.03	0.34
3	0.15	0.50	0.05	0.29	0.62	0.01	0.05	0.28
6	0.15	0.55	0.02	0.23	0.66	0.01	0.06	0.22
12	0.18	0.54	0.01	0.19	0.69	0.01	0.06	0.17
24	0.33	0.46	0.01	0.14	0.71	0.03	0.08	0.12
36	0.47	0.38	0.01	0.10	0.68	0.08	0.10	0.09

## 7 - CONCLUSÃO

Este texto explorou uma estratégia para lidar com modelos VAR que apresentam um número relativamente elevado de variáveis especificando uma estrutura hierárquica, na qual temos um bloco “macro” que condiciona, mas não é condicionado, pelo segundo bloco. Embora este procedimento tenha sido utilizado apenas para a previsão condicionada de agregados financeiros, é evidente que o procedimento tem uma aplicação mais ampla, servindo para a previsão condicionada de diversos grupos de variáveis de interesse. Assim, por exemplo, uma próxima etapa que pretendemos explorar consiste na inclusão do câmbio no bloco “macro” e na projeção de variáveis do balanço de pagamentos condicionadas aos resultados do câmbio.

Um segundo ponto que ainda requer desenvolvimento diz respeito ao procedimento de identificação do modelo. Como mencionamos acima, a etapa de identificação envolve um certo grau de arbitrariedade que, embora não tendo como ser completamente eliminado, ainda pode ser reduzido. Para isto, dois procedimentos não utilizados aqui podem ser considerados. Em primeiro lugar, é

possível lançar mão de elementos de análise histórica para checar se a trajetória passada dos choques postulados correspondem a eventos reais. Em segundo lugar, pode-se explorar mais detalhadamente a reação das variáveis do modelo condicional a choques no modelo básico. Por exemplo, no modelo que considere o setor externo, podemos analisar a reação do saldo da conta corrente ao que tenha sido identificado como um choque de produtividade.

Finalmente, embora isto não tenha sido feito neste texto, é claro que o modelo estimado presta-se à realização de previsões condicionadas a trajetórias das variáveis do próprio modelo macro. Por exemplo, pode-se postular uma trajetória para os juros reais e simular o seu impacto sobre as demais variáveis do modelo sob três alternativas: **a)** sem impor restrições quanto à natureza dos choques estruturais que geraram aquela trajetória de juros reais; **b)** supondo que a trajetória dos juros reais foi gerada apenas pelo choque de juros reais; **c)** Supondo que a trajetória dos juros não foi provocada pelo choque de juros reais. Como se observa, uma mesma trajetória de juros é compatível com diferentes trajetórias para as demais variáveis, dependendo dos eventos que causaram aquela trajetória.

Naturalmente, no caso do modelo hierárquico não é possível fazer previsões condicionadas a trajetórias de variáveis do modelo condicional. Entretanto, é possível fazer uma busca de qual trajetória de juros seria consistente com um determinado valor para uma variável condicionada, por exemplo, meios de pagamento ou saldo do balanço comercial.

## BIBLIOGRAFIA

- BARNETT, W. A. The optimal level of monetary aggregation. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 14, n. 4, 1982.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary Economic**, v. 7, p. 151-174, 1981.
- DEJONG, D. N. Cointegration and trend-stationarity in macroeconomic time series. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 347-370, 1992.
- GELFAND, A., E., SMITH, A. F. M. Sampling-based approaches to calculating marginal densities **Journal of the American Statistical Association**, v. 85, p. 389-409, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 234-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n. 3, 1992.
- JOHANSEN, S. JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — With applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.
- \_\_\_\_\_. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, p. 211-244, 1992.
- KADIYALA, K. R., KARLSSON, S. Forecasting with generalized bayesian vector autoregressions. **Journal of Forecasting**, v. 12, p. 365-378, 1993.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., STOCK J. H., WATSON M. H. Stochastic trends and economic fluctuation. **The American Economic Review**, v. 81, p. 819-840, 1991.
- KOOP, G. Aggregate shocks and macroeconomic fluctuations: a bayesian approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, p. 395-411, 1992.

- KOREISHA, S. G., PUKKILA, T. Determining the order of a VAR when the number of component series is large. **Journal of Time Series Analysis**, v. 14, n. 1, p. 47-69, 1993.
- LIMA, E.C.R. **Cointegração e identificação de auto-regressões vetoriais (VAR) estruturais**. Parte II do minicurso apresentado na VI Escola de Séries Temporais e Econometria - Vitória, 1995.
- LIMA, E.C., LOPES, H.F., Moreira, A.R.B. Pereira, P.L.V. Tendência estocástica do produto no Brasil: efeitos das flutuações da taxa de crescimento da produtividade e da taxa de juro real, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 2, p. 249-278, 1995.
- LIMA, E. C. R., MIGON, H. S., Lopes, H. F. Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregadas sobre o nível de atividade econômica do Brasil. **Revista Brasileira de Economia.**, v. 47, n. 2, p. 177-204, 1993.
- LITTERMAN, R. Forecasting with bayesian vector autoregressions — five years of experience. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 4, p. 25-38, 1986.
- LOPES, H. F. (1994) **Aplicações de modelos autoregressivos vetoriais**. Departamento de Métodos Estatísticos. IM-UFRJ, 1994 (Dissertação de Mestrado).
- LÜTKEPOHL, H. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**, v. 6, p. 35-62, 1985.
- NAKANE, M. I.(1994) Teste de exogeneidade fraca e super exogeneidade para a demanda de moeda no Brasil. (Tese de Mestrado). São Paulo, USP, 1994
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-47, 1992.
- PHILLIPS, P. (1994) **Model Determination and Macroeconomic Activity**. Yale University, 1994 (Cowles Foundation Discussion Paper n. 1083).
- SCHOTMAN, P., VAN DIJK, H.K. A bayesian analysis of the unit root in real exchange rate. **Journal of Econometrics**, v. 49, p. 195-238, 1991.
- SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-49, 1980.
- TODA, H.Y., PHILLIPS, P.C.B. Vector autoregression and causality : a theoretical overview and simulation study. **Econometric Reviews**, v. 13, n. 2, p. 259-285, 1994.

**TSURUMI,H., WAGO, H. A bayesian analysis of unit root and cointegration with an application to a yen-dollar exchange rate model.** Manuscrito, 1994

**WEST, M., HARRISON,J. Bayesian forecasting and dynamic models.** Springer-Verlag, New York, 1989.