

UM MODELO PARA A PREVISÃO CONJUNTA DO PIB, INFLAÇÃO E LIQUIDEZ*

Ajax R. Bello Moreira¹

Antonio Fiorenco²

Hedibert Freitas Lopes³

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, 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 inflação e um choque real. Finalmente, apresentamos as funções de resposta a impulso dos choques identificados.

* Os autores agradecem a assistência de pesquisa de Alexandra M. Schmidt e Ingrid S. Valda.

¹ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA

² Universidade Federal Fluminense - UFF e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA

³ Universidade Federal do Rio de Janeiro - UFRJ e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA

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 the Granger causality test for integrated variables as the separating criterium. 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. One identifying criterium of the model is the separation between the shocks that have permanent effects and the ones that only have transitory effects. Thirdly, we used additional restrictions, 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 inflationary shock and a real shock. Finally, we show the impulse-response functions to the identified permanent shocks.

Palavras-Chave: Flutuação, VEC, modelo estrutural, tendência comum

Código JEL: C3, E3

1. Introdução.

Este artigo apresenta um modelo macroeconômico empírico que estabelece relações dinâmicas e contemporâneas entre o PIB, a inflação e medidas do grau de liquidez da economia brasileira, para prever conjuntamente e simular, condicionado a cenários, o comportamento destas variáveis. O texto está organizado em torno das seguintes questões.

Em primeiro lugar, é necessário definir qual medida de liquidez adotar. Grande parte dos textos empíricos adota medidas *ad hoc* de liquidez, já que a teoria econômica não é suficientemente precisa para indicar qual o agregado financeiro ou taxa de juros que fornece os melhores resultados preditivos. Nós adotamos a estratégia de selecionar as variáveis relevantes de um conjunto relativamente amplo

de indicadores de liquidez buscando a representação mais parcimoniosa possível que preservasse a capacidade preditiva de um modelo incluindo o PIB, a inflação e a liquidez. Essas são as variáveis básicas em um modelo macroeconômico para uma economia fechada, que tomamos como referência, a despeito da crescente abertura da economia brasileira.

Os indicadores de liquidez utilizados foram os quatro agregados financeiros tradicionais (M1, M2, M3 e M4) para os quais estão disponíveis séries suficientemente longas e homogêneas e duas taxas de juros (SELIC e CDB-pré) no período de 1980 a 1994. A seção 2 do texto apresenta o resultado da busca da representação mais parcimoniosa que resultou num modelo com, PIB, inflação, taxa de juros do CDB-pré, M2-M1 e M4-M3 e num modelo condicional às variáveis anteriores para a taxa de juros SELIC, M1 e M3-M2.¹

Em segundo lugar, buscamos incorporar as restrições, ditadas pelos dados, quanto às tendências comuns das séries. A seção 3 apresenta as características estatísticas e as propriedades de longo-prazo do modelo estimado. Nos modelos VEC, as trajetórias das variáveis podem ser representadas por choques aleatórios e por mecanismos de propagação compatíveis com a possibilidade de tendências comuns. Neste caso, os choques podem ser separados em dois grupos: os choques que têm efeitos permanentes e que geram as tendências comuns e o choques que têm apenas efeitos transitórios.

Em terceiro lugar, utilizamos como critério de identificação do modelo estrutural a separação dos choques segundo a permanência de seus efeitos. Cada um dos choques que tem efeito permanente foi interpretado como uma modificação exógena de política econômica. Três choques foram identificados: choque de juros reais, choque de inflação e choque real. Isso é feito na seção 4. A seção 5 apresenta as conclusões.

¹ Como nosso objetivo é a previsão do PIB e da inflação, os resultados relativos a este bloco condicional não serão apresentados aqui.

2. Escolha das Variáveis.

Conforme indicado na Introdução, nossa estratégia para identificar os indicadores de liquidez mais relevantes para a economia brasileira no período do estudo consistiu em ir gradualmente reduzindo uma lista preliminar relativamente abrangente.²

Os indicadores iniciais do grau de liquidez da economia utilizados são os seguintes. (a) Saldos do final do mês, deflacionados pelo IGP-DI centrado³, dos meios de pagamento (M1), dos títulos públicos inclusive os fundos de curto prazo (M2-M1), das cadernetas de poupança (M3-M2) e, finalmente, dos títulos privados (M4-M3)⁴. (b) A taxa de juros do sistema de liquidação dos títulos públicos - Selic⁵ - que remunera os títulos públicos federais, e a taxa de juros pré-fixada dos certificados de depósito bancário a 30 dias - CDB-pré⁶ -, que remunera os títulos privados. (A rentabilidade da caderneta de poupança foi excluída já que pode ser calculada a partir da

² Desse ponto de vista, este texto difere de boa parte da literatura recente que utiliza modelos VAR/VEC para análise da política monetária. Por exemplo, Cochrane (1995), Gordon & Leeper (1994) e Leeper & Sims (1994) utilizam indicadores de liquidez *ad hoc*, Bermanie & Mihov (1995), Leeper, Sims & Zha (1996) e Strongin (1995), por outro lado, apresentam escolhas mais fundamentadas de medidas de liquidez.

³ O saldo dos haveres financeiros foi obtido do Boletim do BACEN e refere-se ao saldo no dia 30 de cada mês, e por isto foi deflacionado pelo IGP-DI, que é o índice mais próximo do deflator do PIB, também centrado no dia 30. Como o IGP-DI refere-se à variação de preços entre os dias 15 de cada mês, este índice foi recalculado centrado para o dia 30 utilizando a média geométrica dos índices e corrigido para os meses em que ocorreram os diversos planos de estabilização. Todas as variáveis foram utilizadas em logaritmos.

⁴ Indicados respectivamente pelos memônicos *ml*, *tpu*, *cpo*, *tpv*.

⁵ Fonte: Boletim do Banco Central do Brasil, e medido por $\log(1+\text{Selic})$. Onde Selic é a taxa de juros entre os dias 30 de cada mês, e por isto deflacionada pelo IGP-DI centrado no dia 30.

⁶ Fonte: até 1984, a publicação "Taxas de Juros no Brasil" e, após esta data, ANDIMA, e medido por $\log(1+\text{CDB})$. Onde CDB é a taxa de juros entre os dias 30 de cada mês, e por isto deflacionada pelo IGP-DI centrado no dia 30.

taxa de inflação passada até 1990 e, a partir desta data, pela TR que é determinada pela taxa do CDB pré-fixado).

A dificuldade em especificar modelos teóricos que dêem conta tanto das relações dinâmicas quanto das relações contemporâneas entre as variáveis, nos levou a estimar o modelo na forma autorregressiva vetorial (VAR). Esses modelos são poucos parcimoniosos já que o número de parâmetros depende do quadrado do número de variáveis. Mas é possível obter ganhos importantes de parcimônia se algumas das variáveis contiverem informação redundante.

Suponha que exista uma medida de liquidez D que resuma toda a informação contida em $M1$, $M2-M1$, $M3-M2$ e $M4-M3$ e uma medida de custo de liquidez C que resuma toda a informação contida nas taxas do Selic e CDB-pré. Ou seja, que estas variáveis possam ser omitidas sem perda de capacidade preditiva do modelo de previsão de $y = (\text{PIB}, \text{inflação}, C, D)$. Neste caso, estimaríamos um modelo "marginal" com o vetor (y) e um modelo "condicional" para prever as taxas de juros e os agregados M_i condicionados aos resultados do modelo marginal. Esta abordagem enfatiza o aspecto preditivo, e considera uma variável redundante se puder ser excluída do sistema sem afetar a sua capacidade preditiva.

Quais os indicadores naturais de D e C ? No que diz respeito aos agregados, uma alternativa é a construção de índices de divisão⁷, nos quais 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. Uma outra alternativa consiste em escolher o sub-conjunto dos agregados mencionados ($M1$, $M2-M1$, $M3-M2$, $M4-M3$) que seja capaz de resumir a informação contida em todos os agregados. Quanto às taxas de juros, as taxas do Selic e do CDB foram avaliadas apenas quanto à possibilidade de uma delas representar a outra.

Inicialmente foi feito um teste de existência de raiz unitária

⁷ Ver, por exemplo, Barnett (1982).

do conjunto de variáveis uma vez que a ordem de integração das variáveis condiciona os resultados dos testes de causalidade de Granger que serão utilizados, e as eventuais propriedades de longo prazo do modelo. Para isto, foram utilizados o teste univariado - ADF -, admitindo ou não a constante no modelo e um teste multivariado. A tabela 1 apresenta a estatística de teste para a existência da constante (t_α), e a estatística de teste para a raiz unitária no modelo sem constante (t_ρ) e com a constante ($t_\rho | \alpha$). Todos calculados com o número de defasagens (p) que torna o resíduo do modelo iid. Os modelos selecionados indicados com (*) mostram que a hipótese de que as taxas de juros reais sejam estacionárias não é rejeitada, assim como, surpreendentemente, o PIB⁸.

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária*

	p	Nível			Primeira Diferença		
		(t_α)	(t_ρ)	($t_\rho \alpha$)	(t_α)	(t_ρ)	($t_\rho \alpha$)
V. Crit. (5%)	-	-1.95	-2.89	-3.45	-1.95	-2.89	-3.45
PIB	3	0.053	-7.53*	-0.735	0.053	-7.53*	-0.735
INF	0	2.294	-2.204	-2.992	0.901	-11.18	-11.203*
m3-m2	0	0.2	-1.04	-1.026	0.126	-9.418	-9.389*
m2-m1	0	1.09	-1.706	-1.832	0.856	-13.597	-13.589*
m4-m3	0	-0.785	-1.094	-1.214	-0.593	-11.884	-11.851*
CDB	0	-0.888	-10.858*	-10.821	-0.888	-10.858*	-10.821
sel	0	-1.042	-8.736*	-8.696			

*Número escolhido de forma a garantir resíduos não correlacionados

A estacionariedade destas variáveis foi verificada conjuntamente

⁸ Este resultado é particularmente estranho devido às características da série, cujo gráfico pode ser visto na seção 3, e porque o modelo escolhido foi o modelo sem a constante.

utilizando um teste multivariado⁹. Os testes foram calculados considerando as variáveis indicadas na tabela 1a com o modelo especificado com 6 e 10 defasagens, e para um outro conjunto que exclui m1 e m3-m2, com 13 defasagens. Para os dois conjuntos de variáveis a hipótese de 2 relações de co-integração não é rejeitada. O teste multivariado indica que a hipótese de estacionariedade é rejeitada para todas as variáveis em todos os casos considerados.

Tabela 1a: Teste de Estacionariedade Multivariado

p	Valor Crítico 5%	PIB	INF	CDB	m2-m1	m4-m3	m1	m3-m2
6	6.0	39.3	37.3	29.5	26.1	12.6	33.74	38.8
10	6.0	50.03	41.85	36.23	23.15	19.23	35.84	55.71
13	7.8	26.2	27.5	14.0	18.2	8.1	-	-

2.1. Critério para a escolha dos blocos.

Vejamos agora os critérios para a repartição do modelo em um bloco marginal e outro condicional, como forma de obter uma representação mais parcimoniosa. O modelo $(A(0)z_t + A(L)z_{t-1} = u_t)$ pode ser representado pelo sistema (1) onde (x) e (y) são uma partição de (z) ¹⁰

$$\begin{aligned} & \begin{pmatrix} A_{xx}(0) & A_{xy}(0) \\ A_{yx}(0) & A_{yy}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{xx}(L) & A_{xy}(L) \\ A_{yx}(L) & A_{yy}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} = \\ & = \begin{pmatrix} u_{x_t} \\ u_{y_t} \end{pmatrix} \approx N(0, I). \end{aligned} \tag{1}$$

⁹ Teste disponível na rotina CATS/RATS, que tem como hipótese nula que todos os coeficientes da relação de co-integração sejam nulos exceto o da variável em questão.

¹⁰ $A(L) = \sum_i A_i L^i$, L é o operador defasagem, e $A(0) = A_0$.

No caso em que a $A_{xy}(L) = 0^{11}$, e admite-se a hipótese de identificação $A_{xy}(0) = 0$, (x) pode ser previsto de forma independente de (y) , pois os valores passados e contemporâneos de (y) não determinam (x) . Neste caso, o modelo para (z) pode ser decomposto em dois blocos hierárquicos em que o primeiro bloco (x) determina mas não é determinado pelo segundo (y) . Para especificar os blocos de variáveis, testamos a precedência de y para x do modelo na forma reduzida, ou seja se $(H_0 : D_{xy}(L) = 0)^{12}$ em (1a) para diferentes partições de (z) .

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{xx}(L)D_{xy}(L) \\ D_{yx}(L)D_{yy}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon x_t \\ \varepsilon y_t \end{pmatrix} \approx \\ \approx N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \Sigma_{xx} \Sigma_{xy} \\ \Sigma_{yx} \Sigma_{yy} \end{pmatrix} \right]. \quad (1a)$$

Se $(H_0 : D_{xy}(L) = 0)$ não é rejeitada, e é aceita a hipótese $A_{xy}(0) = 0$, pode-se mostrar que $(A_{xy}(L) = 0)^{13}$ e que as relações contemporâneas $A_{xx}(0)$ do modelo restrito e irrestrito são equivalentes¹⁴. Neste caso, o modelo na forma estrutural (1) pode ser decomposto num bloco marginal (x) que é independente de (y) , e num condicional (y) que depende de (x) . Além disso, se os coeficientes de $A_{yx}(0)$ forem exógenos fracos para as variáveis de (x) , o modelo de (y) pode ser estimado incluindo as variáveis contemporâneas de (x) utilizando mínimos quadrados ordinários em cada equação.

No caso em que as variáveis são estacionárias, a estatística do teste da hipótese nula $(H_0 : A_{xy}(L) = 0)$ tem distribuição assintótica

¹¹ $A(L)=0$ indica que $A_1=A_2=\dots=A_p=0$.

¹² Teste de causalidade de Granger num contexto multivariado.

¹³ Se $A_{xy}(0)=0$ então: (1) $D_{xy}(L)=A_{xx}^{-1}(0)A_{xy}(L)$; (2) como $A_{xx}(0)$ tem posto completo então $D_{xy}(L)=0 \iff A_{xy}(L)=0$.

¹⁴ (1) Testar a hipótese $(H_0:D_{xy}(L)=0)$ equivale a testar a igualdade entre Σ_{xx} e $\Sigma_{xx}|D_{xy}(L)=0$; (2) que equivale a testar a igualdade entre $A_{xx}(0)$ e $A_{xx}(0)|D_{xy}(L)=0$ pois $A_{xx}(0)A_{xx}(0)'=\Sigma_{xx}$.

padrão. No entanto, quando as variáveis são integradas, a estatística do teste tem uma distribuição assintótica que é a soma de uma χ^2 a um movimento browniano¹⁵, o que implica em que o percentil associado à estatística observada utilizando a distribuição correta é maior que o percentual associado utilizando a distribuição χ^2 usual. Ou seja, mesmo que as variáveis sejam integradas, se a hipótese nula for aceita com um certo nível de significância utilizando o χ^2 usual, também o seria se fosse calculada com a distribuição correta. Portanto, o resultado do teste é conclusivo apenas no caso da aceitação da hipótese nula. Para confirmar a rejeição da hipótese nula, e portanto confirmar a precedência, o modelo (1) deve ser estimado na forma (VEC):

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{xx}(L)B_{xy}(L) \\ B_{yx}(L)B_{yy}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_x \\ \alpha_y \end{pmatrix} (\beta_x x_{-1} \beta_y y_{-1}) + \begin{pmatrix} \varepsilon_{x_t} \\ \varepsilon_{y_t} \end{pmatrix}. \quad (1b)$$

No caso em que o número de vetores co-integrados é conhecido, e o posto de α_x , ou de β_y é completo¹⁶ os testes tem distribuição assintótica padrão¹⁷, e é possível testar a rejeição da hipótese de que (y) não precede (x). Neste caso, Toda & Phillips (1994) propõe uma estratégia para testar seqüencialmente - efeitos de curto e de longo prazos - a precedência, no caso em que o número de componentes de (x) ou de (y) são unitários ou seja ($n_x = 1$) ou ($n_y = 1$).

Assim, uma estratégia é testar a precedência considerando as variáveis no nível. Se H_0 é aceita nos níveis usuais, pode-se afirmar que (y) não causa (x) no sentido de Granger, o que pode ser suficiente para o exercício pretendido. No entanto, se H_0 é rejeitada, e estamos interessados em verificar a rejeição de H_0 , ou seja de que (y) precede

¹⁵ Toda & Phillips (1994), Teorema 1 e Corolário 1.

¹⁶ Ou seja posto $(\alpha'_x \alpha_x) = n_x$ e posto $(\beta_y \beta'_y) = n_y$.

¹⁷ Teorema 2 de Toda & Phillips (1994).

(x), então são necessários testes adicionais com o modelo na forma (VEC), que só são aplicáveis em casos particulares.

A escolha da partição relevante de (z) foi feita com o critério de analisar, separadamente e nesta ordem, as taxas de juros e os ativos financeiros. Como os resultados obtidos para os ativos financeiros estarão condicionados à taxa de juros escolhida, após a escolha dos ativos monetários foi repetido o procedimento de escolha da taxa de juros para confirmar a escolha realizada. Os ativos financeiros foram analisados segundo as duas estratégias propostas para o resumo dos ativos financeiros: construção de um índice de divisia ou busca de um sub-cojunto dos ativos representativo. Os modelos estimados consideram variáveis indicadoras para a sazonalidade e para os planos de estabilização¹⁸, e uma amostra de dados mensais de janeiro de 1980 a dezembro de 1994 com 180 observações¹⁹.

2.2. Escolha da taxa de juros.

A taxa do CDB é calculada com as informações dos 3 primeiros dias úteis de cada mês, ao contrário da taxa Selic que é uma média geométrica das taxas diárias verificadas ao longo do mês. Ou seja, a taxa Selic contém mais informação do que a taxa do CDB e, portanto, não deveria ser substituível por esta. Surpreendentemente, a tabela 2 mostra que a taxa do Selic pode ser excluída do modelo que explica a taxa do CDB, mas não o contrário. Isto indica que a taxa do CDB é suficiente para representar as duas taxas de juros, dado o conjunto de

¹⁸ Foram construídas variáveis indicadoras para os períodos: 3/86, 4/87, 1/89, 2/89, 2/90, 3/90, 4/90, 2/91, 3/91, 9/91, 7/94, 8/94. Cada uma assume o valor unitário no mês indicado e zero nos demais.

¹⁹ A escolha do número de defasagens (p) foi limitado pelo número de parâmetros a serem estimados nos testes de precedência realizados. Cada equação tem 19 variáveis exógenas, e até 7p variáveis dependentes defasadas. A eventual sensibilidade dos testes ao número de defasagens, foi considerada repetindo o teste, em alguns casos, com o modelo especificado com diferentes valores de (p).

informações considerado. Os testes foram realizados considerando o PIB e a inflação, ou estas variáveis acrescidas dos ativos monetários. Como pelo menos uma das taxas de juros será incluída no modelo, os testes construídos com as variáveis no nível apresentados na tabela 2 são suficientes para indicar que a taxa do Selic pode ser excluída de um modelo que contenha a taxa do CDB.

Tabela 2: Precedência das Taxas de Juros

	$H_0 : b(L) = 0$	P-valor
$x_t:(pib,inf, cdb)_t$	$x_t=A(L)x_{t-1}+B(L)selic_{t-1}+u_t$	10.7%
$x_t:(pib,inf,selic)_t$	$x_t=A(L)x_{t-1}+B(L)cdb_{t-1}+u_t$	0.1%
$x_t:(pib,inf,inf,m1,tpu,cpo,tpr,cdb)_t$	$x_t=A(L)x_{t-1}+B(L)selic_{t-1}+u_t$	12.9%
$x_t:(pib,inf,inf,m1,tpu,cpo,tpr,selic)_t$	$x_t=A(L)x_{t-1}+B(L)cdb_{t-1}+u_t$	0.5%

2.3. Índice de divisia da liquidez.

Na construção de índices 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. Obviamente, esta condensação de diversos agregados em um único índice é vantajosa se a utilização deste índice não implicar em perda de capacidade preditiva. Os testes realizados a seguir não pretendem questionar a formulação do índice de divisia, mas se limitam a avaliar a capacidade preditiva dos índices de divisia construídos utilizando um certo conjunto de informação.

O índice de Divisia do M4 foi calculado utilizando uma desagregação fixa (M1, M2-M1, M3-M2 e M4-M3) e 3 hipóteses alternativas para os custos de carregamento, que correspondem aos índices

div1, div2 e div3²⁰, e a alternativa do saldo de M4. Se o índice de divisão é uma estatística suficiente, qualquer um dos agregados, por exemplo M4-M3=tp_r, poderia ser excluído do modelo sem perda de informação. A rejeição desta exclusão significa que os índices de divisão construídos não são uma estatística suficiente. Para verificar se os índices de divisão construídos atendem a esta propriedade, foram realizados testes de exclusão de ($y = tpr$) do modelo $z = (x, y)$, com $x = (w, div1)$, ou $x = (w, div2)$, ou $x = (w, div3)$, ou $x = (w, m4)$, onde $w = (\text{PIB}, \text{inflação}, \text{CDB})$.

Neste caso, estamos interessados na rejeição da hipótese nula, e por isto foi utilizado o teste seqüencial de causalidade proposto por Toda & Phillips (1994). Todos os modelos estimados na forma (VEC) apresentaram 2 relações de co-integração no nível de significância de 5%. A tabela 3 mostra em cada um dos modelos o resultado do p-valor (em percentagem) dos testes de ($\beta_y = 0$) e ($B_{xy}(L) = 0$) - na notação do modelo (1a), calculados com o modelo especificado com 6 e 10 defasagens.

A tabela a seguir mostra, sob a hipótese de 2 relações de co-integração, que o posto de β_y é pleno, e portanto as estatísticas dos teste de precedência tem distribuição padrão, sendo conclusiva a rejeição da hipótese ($H_0 : B_{xy}(L) = 0$). Portanto, as 4 alterna-

²⁰ O custo de carregamento de cada título foi calculado como a diferença entre a rentabilidade média do título e uma rentabilidade máxima alternativa. A rentabilidade média de cada um destes títulos foi aproximada por: rentabilidade nula para o M1; taxa do Selic nominal para M2-M1; retorno nominal da caderneta de poupança para M3-M2; e taxa nominal do CDB-pré para M4-M3. A estimativa da maior rentabilidade alternativa (rmax) foi construída tomando o máximo entre as rentabilidades destes títulos e a rentabilidade do mercado de câmbio paralelo e a taxa de juros de capital de giro. O custo de carregamento foi calculado considerando 3 alternativas para a rentabilidade máxima: (div1) utilizando a própria (rmax); (div2) utilizando o máximo entre (rmax) e a taxa de inflação, admitindo que o aplicador poderia aplicar em ativos reais que rendessem pelo menos a taxa de inflação; (div3) utilizando o máximo entre (rmax) e a taxa de inflação acrescida de 1.8% admitindo que o aplicador tivesse um negócio que rendesse cerca de 25% real ao ano.

tivas consideradas - os 3 índices de divisia e M4 - não resumem a informação de ($M4 - M3 = tpr$).

Tabela 3: P-valor dos Testes de Precedência de $y = m4 - m3$ para (x)

	p=6 $H_0:\beta_y=0$	p=6 $H_0:B_{xy}(L)=0$	p=10 $H_0:\beta_y=0$	p=10 $H_0:B_{xy}(L)=0$
$x_t=(w,div1)_t$	0.00	0.26	0.00	0.47
$x_t=(w,div2)_t$	0.00	0.15	0.00	0.34
$x_t=(w,div3)_t$	0.00	0.01	0.00	0.00
$x_t=(w,m4)_t$	0.00	0.07	0.00	0.00

2.4. Escolha dos ativos monetários.

A seção anterior mostrou que os índices de M4 ou de divisia considerados não condensam a informação contida nos quatro agregados tradicionais. Nesta seção, examinamos a possibilidade de que alguns desses agregados sejam redundantes em termos de previsão. Naturalmente, o fato de uma variável poder ser excluída sem perda de informação depende do conjunto de informação considerado, ou seja, das variáveis incluídas no modelo. Por isso, foram consideradas todas as possíveis partições do vetor de ativos $a=(m1,tpu,cpo,tpr)$, e testamos se uma das partições podia ser excluída do modelo que incluía a outra, sem perda de capacidade preditiva.

Os testes foram realizados com as variáveis no nível e com o modelo na forma (VEC)²¹. Neste último caso, os testes indicaram que o vetor $z = (pib, inflação, cdb, m1, tpu, cpo, tpr)$, tem 2 relações com um nível de significância de 1%, com o modelo especificado

²¹ A taxa de inflação no Brasil impede que se considere os agregados monetários em nível. Neste artigo os agregados foram especificados com o saldos reais, mas poderiam ter sido especificados como taxas de variação nominal. Por falta de espaço, não serão apresentados os testes que mostram que a escolha dos agregados não depende desta escolha.

com 8 defasagens das variáveis. Foram testadas as hipóteses da exclusão dos pesos das relações de co-integração em cada equação (i) ($\alpha_i = 0$) e dos coeficientes de cada variável (i) ($\beta_i = 0$) nas relações de co-integração. A tabela 4 apresenta o p-valor destes testes em percentagem.

Tabela 4: Teste de Nulo dos Coeficientes

$H_0 :$	CDB	m1	m2-m1	m3-m2	m4-m3
$\alpha_x = 0$	46.4	0.1	0.0	0.0	0.9
$\beta_y = 0$	0.0	58.9	0.0	7.5	0.0
$B_{xy}(L)=0$	-	3.0	9.5	11.5	0.0

A tabela 4 mostra que o título privado ($m4-m3=tpr$) não pode ser excluído do modelo, porque foram rejeitadas as hipóteses de que ($\beta_y = 0$) e ($B_{xy}(L) = 0$). Para as demais variáveis os resultados não são conclusivos. A hipótese de não precedência, no curto prazo, de cada uma das demais variáveis é aceita. Entretanto, os resultados são confusos para a precedência de longo prazo, pois, mesmo no caso em que é rejeitada a hipótese de ($\beta_y = 0$) ou ($\alpha_x = 0$) pode ocorrer que o teste ($H_0 : \alpha_x \beta_y = 0$) não seja rejeitado.

Como o teste seqüencial de precedência, específico para variáveis integradas, não se aplica para avaliar a exclusão de mais de uma variável, foram realizados os testes com todas as combinações de exclusão de agregados monetários com as variáveis no nível, o que não permite interpretar o resultado no caso da rejeição do teste. Os testes foram repetidos com os modelos especificados com diferentes números de defasagens (p) para avaliar a sensibilidade dos resultados em relação a este parâmetro. Utilizando a notação do modelo (1), com $z=(pib,inf,cbd,m1,tpu,cpo,tpr)$, e as variáveis (y) para as quais se deseja testar a exclusão, fica definido o vetor (x) como indicado na tabela 5. Nesta tabela é apresentado o resultado do teste ($H_0 : D_{xy}(L) = 0$) para o modelo estimado na representação (VAR), e do

teste ($H_0 : B_{xy}(L) = 0$) para o modelo estimado na representação (VEC).

Tabela 5: P-valor (%) do Teste de Exclusão de Variáveis

Variáveis Incluídas	Variáveis Excluídas	VAR p=10	VAR p=8	VAR p=6	VEC
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,tpu,cpo)_t$	$y_t=(tpr)_t$	0.0	0.0	0.1	0.0
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,cpo,tpr)_t$	$y_t=(tpu)_t$	0.6	9.5	3.7	9.5
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu,cpo,tpr)_t$	$y_t=(m1)_t$	6.4	4.8	5.8	3.0
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,tpu,tpr)_t$	$y_t=(cpo)_t$	44.1	41.7	22.0	11.6
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,cpo)_t$	$y_t=(tpu,tpr)_t$	0.0	0.0	0.0	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo,tpr)_t$	$y_t=(tpu,m1)_t$	0.2	0.8	0.8	0.8
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,tpr)_t$	$y_t=(tpu,cpo)_t$	0.9	5.6	4.1	1.2
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo,tpu)_t$	$y_t=(m1,tpr)_t$	0.1	0.0	0.0	0.0
$x_t:(pib,inf,cdb,m1,tpu)_t$	$y_t=(cpo,tpr)_t$	0.0	0.0	0.1	0.0
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu,tpr)_t$	$y_t=(m1,cpo)_t$	31.1	38.4	51.9	8.8
$x_t:(pib,inf,cdb,tpr)_t$	$y_t=(m1,cpo,tpu)_t$	0.5	4.9	11.2	1.4
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu)_t$	$y_t=(m1,cpo,tpr)_t$	0.2	0.0	0.6	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo)_t$	$y_t=(m1,tpu,tpr)_t$	0.1	0.0	0.0	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,m1)_t$	$y_t=(tpu,cpo,tpr)_t$	0.0	0.0	0.1	0.0
$x_t:(pib,inf,cdb)_t$	$y_t=(m1,tpu,cpo,tpr)_t$	0.0	0.0	0.2	0.3

Os resultados das tabelas 4 e 5 mostram que no nível de significância de 1%: o título privado ($m4-m3=tpr$) não pode ser excluído; e o par ($m1,m2-m1$) pode ser excluído sem perda de capacidade preditiva. Apesar do teste da rejeição da hipótese da exclusão da variável título público não ser conclusivo, esta variável foi mantida no bloco marginal que será composto por $x=(pib,inf,cdb,tpu,tpr)$. O modelo condicional é composto então por $y=(m1,cpo,selic)$. Considerando os testes realizados, podemos afirmar que esta é uma decomposição possível, mas não podemos afirmar que seja a única.

Sob a hipótese da existência de 2 vetores co-integrados, e de que o posto de (β_y) seja completo, podemos considerar os resultados

da última coluna da tabela 5 que apresenta o p-valor do teste de ($H_0 : B_{xy}(L) = 0$) para cada uma das composições de (y). Sob estas hipóteses, os testes de exclusão de até 2 variáveis tem distribuição padrão e, assim, a exclusão de (m1,m3-m2) além de possível é única.

A escolha da taxa de juros relevante - CDB - foi reavaliada verificando se a escolha dos ativos afeta a escolha da taxa de juros. Para isto foram testados: (i) a exclusão da taxa Selic num modelo que inclui, além dos haveres representativos, a taxa do CDB e (ii) o caso contrário, de exclusão do CDB num modelo que prevê a taxa Selic. Os resultados apresentados na tabela 6 confirmam que a taxa Selic pode ser excluída, mas não o contrário.

Tabela 6: Confirmação da Escolha da Taxa de Juros

Modelo	$H_0: B(L)=0$	P-valor(%)
$z_t:(pib,inf,tpu,tpr,cdb)_t$	$z_t=A(L)z_{t-1}+B(L)selic_t+u_t$	6.56
$z_t:(pib,inf,tpu,tpr,selic)_t$	$z_t=A(L)z_{t-1}+B(L)cdb_t+u_t$	0.00

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 taxa de juros Selic puderam ser excluídos do modelo marginal sem perda de capacidade preditiva. Ou seja, deste ponto de vista, foi possível passar de um VAR com 8 variáveis para um com apenas 5. Um ganho de parcimônia considerável na forma reduzida.

3. Bloco Marginal.

A seção anterior indica que definindo $x = (\text{pib}, \text{inflação}, \text{cdb}, \text{M4-M3}, \text{M2-M1})$ e $y = (\text{selic}, \text{M3-M2}, \text{M1})$, não se rejeita a hipótese ($H_0 : D_{xy}(L) = 0$), ou seja que as inovações originadas das variáveis do bloco condicional (y) não trazem informação para a previsão do bloco marginal (x). Se aceitarmos a hipótese de identificação ($A_{xy}(0) = 0$) de que as inovações de (y) não afetam contemporaneamente as variáveis do bloco marginal (x), então, (x) determina (y) mas não o contrário. Portanto, o bloco de variáveis (x) pode ser separado de (y) no sentido de que (x) pode ser projetado, e também o seu modelo identificado, de forma independente de (y).

A hipótese ($A_{xy}(0) = 0$) significa que os movimentos inesperados do saldo de M1 e da caderneta de poupança não afetam contemporaneamente o PIB e a taxa de inflação. Afinal, esses ativos são muito mais consequência do que instrumento de política econômica. Por exemplo, o Banco Central jamais tentou seriamente controlar de maneira direta o volume de moeda em circulação, uma vez que o instrumento da política monetária tem sido a taxa de juros. Além disto, a hipótese de identificação significa que as inovações da taxa do Selic não afetam contemporaneamente as variáveis do bloco marginal, o que pode ser racionalizado lembrando que em geral, o BACEN fixa a taxa do Selic no primeiro dia do mês e introduz muito pouca variação até o final. Assim, na prática, ou a taxa do CDB-pré - que está no modelo marginal - inclui (marginalmente) mais informação do que a taxa do Selic, ou admitimos que o mercado financeiro faz bons prognósticos sobre a taxa de juros do Selic para o resto do mês.

Finalmente, a escolha dos títulos públicos e privados como representantes da medida de liquidez está de acordo com a idéia de que as inovações relevantes do setor financeiro da economia são originadas, 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 dos títulos privados.

Como não há interesse específico nas variáveis do bloco condicional, a especificação e estimativa destas equações não será apresentada. No entanto, a hipótese de exogeneidade fraca de $A_{yx}(0)$ com respeito a (x) foi testada²² e não rejeitada. Este resultado, que está de acordo com diversos outros já apresentados na literatura pelo menos no que se refere a considerar a demanda de moeda na forma condicional²³, valida a estimação por mínimos quadrados ordinários das equações do bloco condicional com uma especificação que incorpora as variáveis contemporâneas do bloco marginal.

A exclusão das variáveis do bloco condicional, reduz o número de parâmetros a serem estimados na forma reduzida (1a), e a complexidade do modelo, uma vez que as trajetórias das variáveis podem ser explicadas por um número mais reduzido de inovações, pois basta considerar as inovações associadas ao bloco marginal. Assim, o modelo marginal contém as variáveis relevantes que descrevem a trajetória do PIB e da taxa de inflação, e será utilizado para identificar o modelo estrutural - a matriz $A_{xx}(0)$ em (1) - cujas inovações possam ser interpretadas como alterações de política econômica.

A equação (2) especifica o modelo no formato VAR.

$$x_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde, μ é o termo constante, Φ é a matriz (5×11) de coeficientes relativos às dummies sazonais em D_t , Λ é a matriz (5×12) de

²² Por exemplo, no caso da equação de M1 a hipótese da nulidade dos coeficientes dos resíduos das equações do bloco marginal não é rejeitada (p-valor=0.8734). Este procedimento é o teste de exogeneidade fraca de Wu-Hausman, e foi um dos utilizados por Nakane (1994) para estimar uma equação de demanda por moeda para o Brasil.

²³ Ver Johansen (1991) e Nakane (1994).

coeficientes relativos às 12 dummies P_t relativas aos planos de estabilização; Γ 's são matrizes (5×5) correspondentes às defasagens do vetor y . Assume-se que $\varepsilon_t \approx NID(0, \Sigma)$, apesar de, como veremos em seguida, algumas das componentes de x não suportarem esta hipótese. Esse modelo será analisado com respeito: ao número de defasagens mais adequado; à existência de co-integração entre as variáveis; à possibilidade de ser decomposto em blocos menores.

O número de defasagens foi escolhido buscando minimizar um critério de informação - Hannan-Quinn (HQ)²⁴ - e de forma que o vetor de resíduos não apresentasse estrutura serial. A tabela 7 apresenta os resultados para diversos números de defasagens (p), acompanhados do critério de informação e do p-valor do teste de exclusão dos resíduos com até 7 defasagens AR. Os resultados indicam um modelo com 13 defasagens.

Tabela 7: Escolha do Número de Defasagens

P	H-Q	AR	P	H-Q	AR
2	-32.71	0.000	12	-32.50	0.131
4	-32.97	0.000	13	-32.83	0.471
6	-32.63	0.000	14	-32.67	0.037
8	-32.45	0.001	15	-32.68	0.563
9	-32.38	0.036	16	-32.74	0.255
10	-32.36	0.000	18	-33.04	0.806
11	-32.50	0.098			

²⁴ A escolha do número de defasagens do modelo VAR é um problema sério. Lütkepohl (1985) compara a performance de 12 diferentes critérios e conclui que os critérios de Schwarz (também chamado de *Bayesian Information Criterion-(BIC)*) e Hannan & 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 & Pukhala (1993) sugerem que o critério de Hannan-Quinn é o menos sensível ao número de componentes de y .

Utilizando $p = 13$ e as mesmas variáveis exógenas, o resíduo do modelo foi testado quanto à normalidade (Doornik & Hansen (1994)) e heterocedasticidade (Engle (1982)). A tabela 8 apresenta os resultados, onde entre colchetes estão os p-valores associados aos testes. Os resultados mostram que 3 dos 5 resíduos não suportam a hipótese de normalidade; e que, em princípio, nenhuma das variáveis do sistema apresenta estrutura ARCH até 7 defasagens. A rejeição da hipótese de normalidade torna vulneráveis os resultados dos testes e, portanto, do teste quanto ao número de vetores co-integrados.

Tabela 8: Testes de Aderência

Var.	Normalidade	ARCH (7)
TPR	7.86 [0.0196]	0.736 [0.6415]
PIB	1.56 [0.4583]	0.224 [0.9783]
INF	33.3 [0.0000]	1.883 [0.0853]
CDB	13.4 [0.0012]	0.956 [0.4696]
TPU	0.60 [0.7395]	0.338 [0.9331]

Admitindo que as variáveis do vetor (x) sejam integradas de ordem 1, é possível que existam relações de longo prazo entre elas. Para checar este ponto, o modelo (2) será reparametrizado na forma:

$$\Delta x_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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

Note que (3) é um VAR(p-1) em diferenças, a menos do termo Πy_{t-1} ; ou seja, há um erro de especificação ao se tratar séries integradas através de um VAR em primeiras diferenças quando Π não for igual a zero. Portanto, sob a hipótese de que $\Pi = \alpha \beta^T$, onde α

e β 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 x .

Tabela 9: Análise de Co-integração do Modelo Marginal

Testes do Maior Autovalor				Testes do Traço		
Ho	-Tlog(1- λ)	Com T-nm	95%	-T \sum log(1- λ)	Com T-nm	95%
$r = 0$	102.3**	62.5**	33.5	182.4**	111.4**	68.5
$r \leq 1$	40.94**	30.5**	27.1	80.1**	48.9**	47.2
$r \leq 2$	24.35*	14.9	21.0	30.2**	18.4	29.7
$r \leq 3$	4.92	3.00	14.1	5.8	3.5	15.4
$r \leq 4$	0.89	0.54	3.8	0.9	0.55	3.8

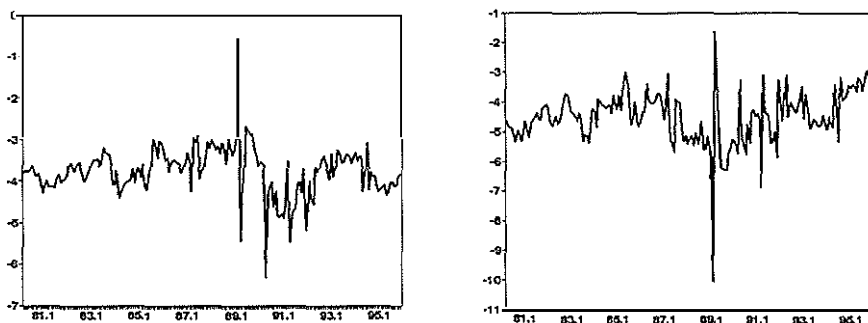
A tabela 9 apresenta os resultados desse procedimento, os valores críticos das estatísticas e a correção dos testes para pequenas amostras²⁵. Os resultados mostram que os dois critérios indicam a existência de duas relações de co-integração. As relações de co-integração estimadas estão apresentadas em (4) e (5) na forma de uma base canônica, e os gráficos a seguir apresentam o resíduo de cada uma das relações de co-integração.

Para verificar a robustez desses resultados, a análise de co-integração foi repetida com o modelo especificado: alterando o número de defasagens para 12 e 14; substituindo a taxa de juros

²⁵ 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). Estas tabelas não consideram a inclusão das 12 variáveis indicadoras relativas aos planos de estabilização, mas foi admitido que o efeito destas variáveis indicadoras é pequeno em face do tamanho da amostra, 180 observações.

real por uma taxa nominal²⁶ e, finalmente, a taxa de juros real foi substituída por uma taxa corrigida²⁷. Em todos os casos, os resultados foram aproximadamente os mesmos, o que sugeriu a robustez das estimativas dos vetores co-integrados.

Figura 1: Relações de Co-Integração



$$tpu = -0.84inf + 13.9CDB + 0.85PIB \quad (4)$$

$$tpr = 2.2inf - 22.7CDB + 0.88PIB. \quad (5)$$

A significância estatística da interdependência de longo prazo entre as variáveis foi avaliada testando as hipóteses ($H_0 : \alpha_i = 0$) para cada uma das equações e ($H_0 : \beta_i = 0$) para cada uma das variáveis do modelo, especificado com 13 e 12 defasagens. A tabela 10 apresenta o p-valor, em percentagem, e indica que: os títulos públicos, os títulos privados e a taxa de inflação - exclusive no caso de $p = 12$ - não podem ser excluídos das relações de co-integração e são afetados por elas; a taxa de juros é significativa nas relações de co-integração,

²⁶ 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.

²⁷ 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.

mas não é afetada por elas; e finalmente que o PIB pode ser excluído e não é afetado pelas relações de co-integração.

Tabela 10: Testes das Relação de Longo-Prazo

		PIB	INF	TPU	TPR	CDB
$\alpha_i=0$	13	9.9	0.01	0.00	0.19	32.3
$\beta_i=0$	13	25.9	0.73	0.00	0.00	0.00
$\alpha_i=0$	12	32.4	0.94	0.00	0.01	7.5
$\beta_i=0$	12	23.3	9.92	0.00	0.00	0.00

Finalmente, a interdependência de curto prazo entre as variáveis foi analisada testando na forma (1a) a hipótese ($H_0 : B_{xy}(L) = 0$); o p-valor deste teste está apresentado na tabela 11. Considerando a tabela 10, as características do teste de causalidade de para variáveis integradas de Toda & Phillips (1994), e a tabela 11, podemos afirmar que a hipótese de exclusão de cada variável é rejeitada para todas as variáveis, exceto o PIB.

Tabela 11: Interpedência entre as Variáveis.

		$H_0 : B_{xy}(L)=0$
$x_t=(pib,inf,cdb,tpu)_t$	$y_t=(tpr)_t$	0.0
$x_t=(pib,inf,cdb,tpr)_t$	$y_t=(tpu)_t$	0.0
$x_t=(pib,inf,tpu,tpr)_t$	$y_t=(cdb)_t$	0.0
$x_t=(inf,cdb,tpu,tpr)_t$	$y_t=(pib)_t$	3.6
$x_t=(pib,cdb,tpu,tpr)_t$	$y_t=(inf)_t$	0.0

As relações de co-integração obtidas, embora possam não estar fundamentadas em algum modelo teórico, parecem indicar alguns fatos estilizados. (i) O crescimento do PIB está relacionado com o aumento das dívidas. (ii) O aumento da taxa de juros reais está

ligado à substituição da dívida privada pela pública. (iii) O aumento da taxa de inflação está associado à redução da dívida pública - talvez pelo aumento no imposto inflacionário - e ao aumento da dívida privada.

4. Identificação do Modelo Estrutural do Bloco Marginal.

A trajetória das variáveis do modelo é descrita pelos choques estocásticos exógenos e independentes ($u_t \approx N[0, I]$) e pelas equações ($A(0)z_t + A(L)z_{t-1} = u_t$) que caracterizam o mecanismo de propagação daqueles choques. Se estes choques tiverem propriedades que permitam associá-los à alteração de certas políticas econômicas, o modelo pode ser utilizado para avaliar e prever as conseqüências destas políticas.

Como este é um modelo empírico em que os parâmetros são estimados, é necessário impor restrições sobre $A(0)$ ²⁸ para que este modelo seja estimável. A identificação do modelo consiste em utilizar este grau de arbitrariedade para que os choques (u) tenham propriedades que permitam interpretá-los como alterações de certas políticas econômicas.

O bloco marginal tem $n = 5$ variáveis e $r = 2$ relações de co-integração e, portanto, 3 tendências de longo prazo linearmente independentes, que correspondem a 3 choques com efeito permanente. Deixando de lado os 2 choques que tem efeitos apenas transitórios²⁹ - que podem ser considerados de forma independente -, vamos utilizar a metodologia proposta por King, Plosser, Stock e Watson (1991) (KPSW) para identificar e estimar os 3 choques que tem efeitos permanentes. Nesta metodologia, as restrições sobre a matriz $A(0)$ são impostas através das restrições sobre os efeitos de longo prazo destes

²⁸ De fato qualquer matriz X das relações contemporâneas tal que $XX' = A(0)A(0)'$ gera modelos que são indistintos estatisticamente. Para tornar unívoca a matriz $A(0)$ é necessário impor pelo menos $(n-1)n/2$ restrições, onde n é o número de variáveis.

²⁹ Que, apesar de transitórios, podem ser duradouros dependendo das raízes.

choques. Para isto, o modelo estimado na forma (VEC) deve ser reparametrizado na representação de Beveridge-Nelson para modelos multivariados

$$x_t = (\Gamma 0)\Sigma u_i + R^*(L)u_t.$$

Nesta representação, a matriz dos efeitos de longo prazo dos choques é de posto incompleto e pode ser colocada na forma $(\Gamma_{5 \times 3} 0_{5 \times 2})$, que garante que os 2 últimos choques não tenham efeito permanente. As condições de estacionariedade - a matriz (Γ) deve ser ortogonal às relações de co-integração $(\beta' \Gamma = 0)$ -, e independência linear entre os choques implicam em 12 condições sobre os 15 parâmetros de (Γ) . Ou seja, restam 3 restrições arbitrárias para que (Γ) seja determinada de forma unívoca.

Na falta de um modelo teórico, recorreremos à hipótese simplificadora de que a taxa de juros de longo prazo é determinada apenas por um choque - endividamento -, o que implica em duas restrições - imposição dos 2 zeros - na matriz dos efeitos de longo prazo (tabela 12). Assim, resta impor mais uma restrição arbitrária sobre os choques permanentes.

Tabela 12: Efeito de Longo Prazo dos Choques Permanentes

	A:Juros	A:Inflação	A:Oferta Inflação	B:Juros	B:Inflação Oferta	B:Oferta
CDB	1.0	0	0	1.0	0	0
Inflação	6.4	1.0	0	6.4	1.0	-.3
PIB	-1.3	-0.1	1.0	-1.3	0	1.0
Tít. Público	7.4	-1.0	0.9	7.4	-.8	1.1
Tít. Privado	-9.7	2.1	0.9	-9.7	2.2	0.2

Em segundo lugar, optamos por não restringir a trajetória dos títulos públicos ou dos títulos privados. Estamos supondo que as variações nesses estoques são as variáveis de ajuste para fechar as restrições orçamentárias do setor público e do setor privado. A restrição que resta a ser imposta deve recair, portanto, ou sobre o PIB ou sobre a inflação, ou seja, restam apenas 2 identificações possíveis.

Finalmente, os outros dois choques permanentes foram normalizados no PIB e na taxa de inflação, e por isto denominados *choque real* e *de inflação* e foram identificados das 2 maneiras alternativas já mencionadas. Ou impondo que o choque real não afeta a inflação no longo prazo, o que corresponde à identificação A, ou que o choque de inflação não afeta o PIB no longo prazo, o que corresponde à identificação B. Utilizando estas restrições e a metodologia descrita no apêndice A-1, foram estimados os demais coeficientes de (Γ) que estão apresentados na tabela 12.³⁰

A tabela 13 apresenta a decomposição da variância da previsão de longo prazo. O efeito de curto prazo de cada choque sobre cada variável é dado pelas funções de resposta a impulso (FRI), que estão apresentadas no gráfico (2), que mostra ao longo de 36 meses a resposta esperada juntamente com o seu intervalo de confiança³¹.

³⁰ As três primeiras colunas da tabela 12 referem-se à identificação A e as outras à B. A primeira coluna apresenta os efeitos do choque de juros reais; a segunda, os efeitos do choque de inflação; e a terceira, o choque de oferta, dado o choque de inflação. As demais colunas tem interpretação semelhante.

³¹ A incerteza da FRI 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, Migon & Lopes (1993) e Lopes (1994) descrevem este procedimento.

Tabela 13: Decomposição(%) da Variância da Tendência de Longo Prazo

	A: Juros	A: Inflação	A:Oferta /Inflação	B: Juros	B:Inflação /Oferta	B: Oferta
CDB	100	0	0	100	0	0
Inflação	63	37	0	63	35	1
PIB	15	3	82	15	0	85
Tít. Público	66	26	8	66	20	14
Tít. Privado	46	51	3	46	54	0

Vejamos, agora, os efeitos de cada um dos choques permanentes identificados (alternativa A).

Choque de juros reais – O aumento dos juros reais no longo prazo implica, no curto prazo, no aumento da inflação, redução dos juros reais, e dos títulos privados. A longo prazo, o aumento dos juros reais está associado ao crescimento da dívida pública e da inflação, a um *crowding-out* da dívida privada, e à queda, não significativa, no PIB. Note que a elasticidade de longo prazo da dívida pública frente aos juros é elevada (≈ 7) mas finita, sugerindo que o aumento no estoque da dívida vem acompanhado de um aumento no esforço fiscal para servi-la. Este choque é responsável por 66% do movimento da dívida pública e 46% do movimento da dívida privada a longo prazo.

Uma possível interpretação sobre a origem desse choque de juros reais é uma expansão do gasto público financiada por emissão de títulos. Se essa interpretação for adotada, vemos que o aumento no gasto público tem um efeito pouco significativo sobre o PIB, que é inicialmente positivo (em função da expansão da demanda e da queda nos juros reais) e, depois, negativo (dado o aumento nos juros reais). A queda inicial nos juros reais pode estar refletindo o aumento inesperado na inflação. Nos períodos seguintes, entretanto, o aumento nos juros reais acompanha o aumento no estoque de títulos públicos. O estoque de títulos privados diminui, sugerindo que o

setor privado resiste a endividar-se a taxas reais elevadas. Finalmente, o aumento na inflação pode ter diversas explicações: (i) o aumento de demanda inicial pode elevar a taxa de inflação que se mantém nesse patamar mais elevado devido aos diversos mecanismos de indexação presentes na economia brasileira; (ii) os títulos públicos emitidos podem ter liquidez não desprezível ou os gastos podem ter sido financiados principal mas não exclusivamente por títulos, sendo parcialmente monetizados; (iii) o aumento no endividamento público pode gerar expectativas de monetização futura, impactando a inflação corrente³².

Choque de inflação – Uma das condições para a identificação deste choque é a de não afetar no longo prazo a taxa de juros. Na identificação A não foi imposta outra restrição sobre este choque, e na B foi imposta a condição adicional de não afetar, no longo prazo, o PIB. As duas identificações fornecem resultados muito semelhantes, o que indica que esta última restrição não é significativa estatisticamente. O choque de *inflação* implica, a curto prazo, na queda dos juros reais, que voltam ao seu nível anterior 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 sua tendência anterior. A dívida pública cai inicialmente, refletindo a queda no custo de rolagem da dívida e o aumento do imposto inflacionário. A redução da dívida pública abre espaço para o crescimento da dívida privada a longo prazo. Este choque responde por 37% da variância do erro de previsão da inflação e 51% da variância da dívida privada e 26% da pública.

Uma possível interpretação sobre a origem desse choque de inflação é uma expansão do gasto público financiada por emissão monetária. Note que a principal diferença entre este choque e o anterior é a inversão nas trajetórias dos títulos públicos e privados.

³² Ver Sargent & Wallace (1981).

Choque *Real* – Este choque foi identificado - na alternativa A - pela condição de, no longo prazo, não afetar a taxa de juros e a taxa de inflação. É responsável por mais de 80% da variância do erro de previsão do PIB . Este choque pode ser interpretado como uma perturbação na renda permanente, o que aumenta a demanda por títulos públicos e privados. O efeito sobre a taxa de juros é significativo: os juros reais aumentam. A queda inicial da inflação pode ser parte da explicação, mas o gráfico sugere que isso não é tudo. Uma possível interpretação seria associar o aumento na renda permanente a uma elevação na produtividade dos bens de capital (um choque tecnológico). A curto-prazo, o aumento na rentabilidade dos ativos de capital exigiria um aumento na taxa de juros real para equilibrar a carteira dos agentes. A longo-prazo, o juro real volta ao seu valor tendencial (por hipótese de identificação) dado pela taxa de desconto intertemporal dos agentes.

Apenas este choque apresenta uma pequena diferença entre as identificações A e B. No caso em que o PIB no longo prazo depende dos 3 choques - identificação A -, o que corresponde ao choque de oferta ser o mais endógeno, os efeitos de longo prazo sobre o saldo de títulos públicos e privados são semelhantes. Já na identificação B os efeitos são diferentes. Neste sentido, a identificação A está mais de acordo com a interpretação deste choque como uma perturbação da renda permanente.

5. Conclusão.

Este artigo utilizou as variáveis de um modelo monetário de uma economia fechada - PIB, inflação, taxas de juros, e agregados monetários/financeiros com diferentes graus de liquidez - para estimar um modelo empírico que relaciona estas variáveis de uma forma parcimoniosa e com capacidade preditiva. O modelo foi especificado utilizando propriedades empíricas que permitiram separar as variáveis em dois blocos. Um bloco de variáveis denominado “marginal” que condiciona, mas não é condicionado, pelo segundo

bloco, denominado de “condicional”. A forma reduzida relativa ao bloco marginal foi estimada na representação VEC, e também na forma estrutural. O modelo estrutural identificou 3 choques exógenos que explicam a tendência de todas as variáveis.

Os principais resultados deste artigo são os seguintes. (i) O índice de divisão do M4 ou o próprio M4 não resumem a informação contida nos demais agregados. (ii) As variáveis podem ser organizadas em 2 blocos, um condicional - com PIB, inflação, juros do CDB-pré, M4-M3 e M2-M1 - e outro marginal - com juros SELIC, M1 e M3-M2. (iii) A tendência de todas as variáveis pode ser explicada por 3 choques que tem efeito permanente. Tentativamente, um desses choques foi atribuído a variações na produtividade da economia (choque real). Os outros dois foram atribuídos a variações no gasto público sob duas alternativas de financiamento: gastos financiados por emissão de dívida (choque de juros) e gastos financiados por emissão monetária (choque de inflação). (iv) Os juros tem uma tendência própria e o choque de juros estabelece um vínculo entre o aumento dos juros reais e a substituição de dívida privada por dívida pública, explicando uma fração importante da trajetória de todas as variáveis.

É claro que este modelo ainda apresenta deficiências, em particular no que diz respeito à ausência do setor externo da economia, à caracterização das variáveis de natureza fiscal, e à frágil interrelação das variáveis com o PIB. Um segundo ponto que ainda requer desenvolvimento diz respeito à validação da identificação do modelo, o que pode ser feito utilizando elementos de análise histórica para verificar se a decomposição histórica dos erros de previsão segundo os choques postulados corresponde a eventos reais, ou comparando as propriedades dos choques postulados com o comportamento de modelos teóricos alternativos.

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 marginal. 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. (1) Sem impor restrições quanto à natureza dos choques estruturais que geraram aquela trajetória de juros reais. (2) Supondo que a trajetória dos juros reais foi gerada apenas pelo choque de endividamento público. (3) Supondo que a trajetória dos juros não foi provocada pelo endividamento público. Como se observa, uma mesma trajetória de juros é compatível com diferentes trajetórias para as demais variáveis, dependendo dos eventos que causaram aquela trajetória.

Finalmente, a identificação deste modelo, ainda que necessariamente arbitrária, é particularmente vulnerável pois não está fundamentada num modelo teórico. Todavia sem estas hipóteses, que estão explicitadas, não seria possível analisar a dinâmica deste sistema, e aprender, empiricamente, algo sobre a relação entre estas variáveis. Naturalmente, a busca de um modelo teórico que justifique estas relações é um importante tópico de pesquisa futura.

Apêndice A-1: Especificação dos Agregados.

A teoria econômica sugere que o nível do produto está relacionado com o nível de preços e com o saldo do agregado monetário relevante. A alta taxa de inflação persistente no Brasil dificulta considerar as variáveis nominais em nível - preço e saldo dos agregados monetários -, podemos considerar dois tipos de modelos. Um modelo "real" ou um modelo "nominal". O modelo "real" considera os saldos dos agregados em termos reais - dividindo-os pelo nível geral de preços. Assim admite como relevante as variáveis reais o que pode ser bastante impróprio na análise do efeito das políticas onde e relevante são os efeitos nominais.

O modelo "nominal" considera as variáveis nominais como taxas de variação, grandezas que estão altamente correlacionadas entre si devido ao efeito comum da taxa de inflação, característica que pode trazer dificuldades adicionais de estimação. Além disto, con-

siderando como relevante a relação entre os níveis das variáveis nominais, o modelo “nominal” corresponde a uma representação VEC das variáveis nominais originalmente $I(2)$. Assim deveria incorporar as eventuais relações de co-integração entre os níveis das variáveis nominais. Estas relações possivelmente estariam considerando o efeito do nível real das variáveis nominais que não é considerado no modelo nominal.³³ Portanto o modelo “nominal” tal como indicado possivelmente tem erros de especificação. Em face destas dificuldades optamos pela especificação “real”.

Para verificar se a especificação dos saldos dos agregados poderia ter afetado a escolha dos agregados incorporados ao modelo “marginal”, as tabelas 4 e 5 da seção 2 foram recalculadas com os saldos dos agregados redefinidos como taxas de variação. As tabelas 4a e 5a mostram os mesmos resultados qualitativos das tabelas 4 e 5 indicando que a forma de especificação dos agregados não afeta a sua escolha.

Tabela 4a: Teste de Nulo dos Coeficientes das Relações de Co-integração

$H_0 :$	p	PIB	INF	CDB	m1	m2-m1	m3-m2	m4-m3
$\alpha_x=0$	8	0.9	95.3	1.2	37.3	0.0	0.0	1.0
$\beta_y=0$	8	0.0	13.0	0.0	5.4	0.1	0.2	0.0
$B_{xy}(L)=0$	8	-	-	-	6.0	2.5	0.2	2.7

³³ Por exemplo o modelo nominal tal como indicado não considera o efeito da taxa de câmbio real, ou do saldo real dos agregados.

Tabela 5a: P-valor (%) do Teste de Exclusão de Variáveis em Taxas

Variáveis Incluídas	Variáveis Excluídas	VAR p=10	VAR p=8	VAR p=6	VEC p=8
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,tpu,cpo)_t$	$y_t=(tpr)_t$	1.5	0.6	1.6	0.2
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,cpo,tpr)_t$	$y_t=(tpu)_t$	0.3	8.4	8.0	2.5
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu,cpo,tpr)_t$	$y_t=(ml)_t$	24.1	13.2	9.0	6.0
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,tpu,tpr)_t$	$y_t=(cpo)_t$	20.0	38.7	11.9	2.7
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,cpo)_t$	$y_t=(tpu,tpr)_t$	0.0	0.1	0.6	0.0
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo,tpr)_t$	$y_t=(tpu,ml)_t$	0.6	4.3	1.1	0.8
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,tpr)_t$	$y_t=(tpu,cpo)_t$	0.2	9.5	7.2	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo,tpu)_t$	$y_t=(ml,tpr)_t$	2.6	0.2	0.3	0.5
$x_t:(pib,inf,cdb,ml,tpu)_t$	$y_t=(cpo,tpr)_t$	0.0	0.5	0.7	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu,tpr)_t$	$y_t=(ml,cpo)_t$	32.9	27.2	33.0	1.3
$x_t:(pib,inf,cdb,tpr)_t$	$y_t=(ml,cpo,tpu)_t$	0.7	10.5	11.0	0.2
$x_t:(pib,inf,cdb,tpu)_t$	$y_t=(ml,cpo,tpr)_t$	1.6	1.1	1.5	1.9
$x_t:(pib,inf,cdb,cpo)_t$	$y_t=(ml,tpu,tpr)_t$	0.3	0.2	0.1	0.1
$x_t:(pib,inf,cdb,ml)_t$	$y_t=(tpu,cpo,tpr)_t$	0.0	0.2	0.6	0.2
$x_t:(pib,inf,cdb)_t$	$y_t=(ml,tpu,cpo,tpr)_t$	0.1	0.8	1.0	0.2

O modelo “real” e o “nominal” embora diferentes conceitualmente, tendem a apresentar capacidade preditiva semelhante. A forma reduzida das duas especificações pode ser comparada, por exemplo seja as equações EN e ER correspondentes a equação da inflação nos modelos “nominal” e “real” respectivamente.

$$EN : \Delta p_t = \sum_i^p \alpha_i \Delta p_{t-i} + \sum_i^p \beta_i \Delta m_{t-i}$$

$$ER : \Delta p_t = \sum_i^p a_i \Delta p_{t-i} + \sum_i^p b_i (m_{t-i} p_{t-i}).$$

A equação (EM) estimada com a restrição ($\beta_p = 0$) é equivalente a equação (ER) estimada com a restrição ($b_p = -b_p - 1$) e, neste

caso, é possível relacionar os coeficientes das duas equações.

$$\alpha_i = a_i - \sum_j^i b_j, \quad i = 1 \dots p \qquad \beta_i = \sum_j^i b_j, \quad i = 1 \dots p - 1.$$

O modelo VAR deve ser especificado com um número de defasagens que torna o erro ruído branco - e portanto os coeficientes das defasagens omitidas devem ser estatisticamente não significativos. Por outro lado as últimas defasagens tendem a apresentar coeficientes próximos de zero. Nestas condições a restrição imposta em cada uma das especificações tende a não ser significativa, e portanto os dois modelos tendem a serem equivalentes.

Apêndice A-2: Análise da Capacidade Preditiva.

Os modelos marginal e condicional podem ser re-estimados sequencialmente de forma a avaliar a sua capacidade preditiva. 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 re-estimadas introduzindo informação a priori com procedimentos bayesianos que utilizam a "*Priori de Litterman*" (Litterman (1986))³⁴.

Assim, a estimação do VAR e do VEC é feita através de mínimos quadrados recursivos e calculado, para cada período, o erro de previsão a h passos para ser utilizado nas medidas de ajuste 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.³⁵ Entretanto,

³⁴ Em geral utiliza-se a estatística de Theil (THEIL-U) ou o desvio absoluto médio (DAM).

³⁵ Outros trabalhos que utilizam a inferência Bayesiana em modelos VAR são Kadiyala & Karlsson (1993), Koop (1992), Lima, Migon & Lopes (1993) e Lopes (1994).

a estimação de modelos VEC através da abordagem Bayesiana é menos conhecida, apesar de existirem alguns trabalhos recentes.³⁶ O problema é a não linearidade trazida pela restrição $\Pi = \alpha\beta^T$.

A estratégia adotada admite que as relações de co-integração são fixas e conhecidas; dessa forma $w_t = \beta^T y_t$ passa a ser uma quantidade fixa e o modelo (3) do texto torna-se:

$$\Delta x_t = \mu + \Phi D_t + \Lambda P_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \alpha w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3')$$

Vemos que, apesar de possivelmente existirem 2 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 uma tabela contendo essas estatísticas, porém para erros de previsão a 3 passos. Note 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.

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).

³⁶ Ver, por exemplo, Tsurumi & Wago (1994), DeJong (1992), Schotman & van Dijk (1991) e Phillips (1994).

Tabela A-I: Comparação dos Método de Estimação

	TPR	PIB	INF	CDB	TPU
DAM / VAR	6.2	2.9	2.9	2.5	6.9
(%) / VEC	6.3	2.5	3.0	2.2	6.6
H=1 / BVAR	5.0	2.3	2.4	2.0	5.0
/ BVEC	5.9	2.4	2.9	2.2	5.8
DAM / VAR	1.3	4.9	6.6	3.0	17.6
(%) / VEC	13.6	3.6	6.7	2.4	12.9
H=3 / BVAR	11.4	3.8	6.4	2.3	11.2
/ BVEC	12.8	3.8	7.1	2.6	12.5
THEIL/ VAR	1.36	0.75	1.26	1.29	1.38
-U / VEC	1.36	0.67	1.31	1.20	1.35
H=1 / BVAR	1.07	0.58	1.07	0.99	1.00
/ BVEC	1.23	0.62	1.30	1.09	1.19

Apêndice A-3: Identificação e Estimação de Modelos Estruturais.

No caso de variáveis co-integradas, a forma reduzida na representação (VEC) (1) pode ser estimada utilizando a metodologia proposta por Johansen (1988). Esta representação é mais parcimoniosa e permite derivar diretamente a representação de médias móveis (2) do modelo com as variáveis nas diferenças³⁷.

$$\Delta x_t = B(L)\Delta x_{t-1} + Dz_t + \alpha\beta'x_{t-1} + \varepsilon_t; \varepsilon_t \approx N(0, \Sigma) \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \delta + C(L)(Ez_t + \varepsilon_t). \quad (2)$$

A representação em médias móveis com as variáveis no nível pode ser obtida acumulando os choques nas diferenças, obtendo-se

³⁷ Onde β_{nr} é a matriz das relações de cointegração.

a decomposição de Beveridge-Nelson multivariada entre tendência e ciclo (3).

$$x_t = C(1) \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C^*(L)\varepsilon_t + \delta_t. \quad (3)$$

Onde $C(1) = \sum_{i=0} C_i$ representa os efeitos de longo prazo dos choques sobre as variáveis, a segunda parcela³⁸ os efeitos transitórios e a terceira a componente determinística. Naturalmente, conhecida a matriz A_0 , a equação (3) pode ser colocada na forma estrutural como indicado na expressão (4)

$$x_t = C(1)A_0^{-1} \sum_{i=1}^t A_0\varepsilon_i + C^*(L)A_0^{-1}A_0\varepsilon_t + \delta_t \quad (4)$$

$$x_t = R(1) \sum_{i=1}^t \nu_i + R^*(L)\nu_t + \delta_t.$$

Como $\beta'x_t$ é estacionário, então necessariamente o termo não estacionário de (3) e de (4) devem ser nulos, ou seja:

$$\beta'C(1) = 0, \quad \beta'R(1) = 0, \quad \beta'\Gamma = 0. \quad (5)$$

Esta propriedade foi utilizada por (KPSW) para introduzir restrições adicionais de identificação de A_0 . Se $R(1)$ é de posto $k = n - r$ então é possível definir A_0 de tal forma que $R(1)_{nn} = (\Gamma_{nk} : 0_{nr})$. Como a matriz $R(1)$ representa os efeitos de longo prazo dos choques estruturais, esta forma estrutural distingue os choques pela permanência dos seus efeitos, uma vez que existem r choques estruturais que não tem efeito permanente.

³⁸ $C(L) = C(1) - (1-L)C^*(L)$

Assim os choques estruturais $\nu_t' = (\nu_t^k, \nu_t^r)'$ podem ser particionados em $k = n - r$ choques que tem efeito permanente, e r choques que tem efeito apenas transitório.

$$\nu_t = A_0 \varepsilon_t = \begin{pmatrix} A_p \\ A_t \end{pmatrix} \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \nu^k \\ \nu^r \end{pmatrix}_t \quad (6)$$

A matriz (Γ) define implicitamente as k primeiras linhas de A_0 . Como $R(1)\nu_t = (\Gamma : 0)\nu_t = C(1)\varepsilon_t$, então $\nu_t^k = (\Gamma' \Gamma)^{-1} \Gamma' C(1) \varepsilon_t = A_p \varepsilon_t$. Neste artigo estamos interessados apenas nos choques que tem efeito permanente, e portanto a componente transitória será definida apenas para completar o modelo. Foi adotada a identificação proposta por Mellander *et alli* (1992) que garante que os choques transitórios sejam estatisticamente independentes dos permanentes, onde α é tal que $C(1)\alpha = 0$ ³⁹. Assim ficam definidos⁴⁰:

$$\begin{pmatrix} A_p \\ A_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (\Gamma' \Gamma)^{-1} \Gamma' C(1) \\ Q \alpha' \Sigma^{-1} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Utilizando esta identificação é possível demonstrar que o logaritmo da verossimilhança é separável nas componentes transitórias e permanentes. Substituindo (7) é possível expressar o logaritmo da verossimilhança em termos de (Γ) e (Q) . Considerando que

$$\|A_0\| = \|Q \alpha' \Sigma_r\| * \|(\Gamma' \Gamma)^{-1} \Gamma' K\| \quad (8)$$

$$tr(A_0 \Sigma A_0') = tr(A_p \Sigma A_p') + tr(A_t \Sigma A_t') \quad (9)$$

Onde K é uma matriz de valores conhecidos. Assim A_p não depende de (Q) e A_t não depende de (Γ) , e a verossimilhança pode ser decomposta em parcelas o que garante que as componentes permanentes e transitórias podem ser estimadas de forma independente.

³⁹ Por exemplo os pesos da relação de co-integração tem esta propriedade.

⁴⁰ Esta especificação garante que $E(\nu_t^k \nu_t^r) = (\Gamma' \Gamma)^{-1} \Gamma' C(1) \Sigma \Sigma^{-1} \alpha Q' = 0$.

Assim, no que se segue nesta seção só trataremos das componentes permanentes.

$$LVM(A_0) = LVM(\Gamma, Q) = LVM(\Gamma) + LVM(Q) \quad (10)$$

$$LVM(\Gamma) = -N/2 (-2LN \|\Gamma'\Gamma\| + \text{tr} ((\Gamma'\Gamma)^{-1} \Gamma' C(1) \Sigma C(1)' \Gamma (\Gamma'\Gamma)^{-1})) \quad (11)$$

$$LVM(Q) = -N/2 (-2LN \|Q\alpha'\Sigma_r\| + \text{tr} (Q\alpha'\Sigma^{-1}\alpha Q')). \quad (12)$$

A matriz (Γ) tem nk componentes, a restrição (5) impõe $r(n-r)$ restrições, a condição de posto para a partição dos choques permanentes - equivalente a (4) - impõe $(n-r)(n-r+1)/2$ restrições, portanto são necessárias pelo menos 10 restrições para identificar o modelo estrutural. Introduzindo a restrição de que sómente k choques tem efeito permanente, reduz o número de restrições requeridas para 3. Uma redução apreciável no número de restrições arbitrárias de identificação. Seja $R_{s,nk}$ a matriz que expressa estas restrições. Então o problema de estimar (Γ) é dado por⁴¹:

$$MAX\{LVM(\Gamma)\} \text{ tal que : } R^* \text{vec}(\Gamma) = \begin{pmatrix} I_k \otimes \beta' \\ R \end{pmatrix} \text{vec}(\Gamma) = 0. \quad (13)$$

Submetido em Março de 1996. Revisado em Maio de 1997.

⁴¹ Onde $\text{vec}(A)$ a representação vetorizada da matriz (A) .

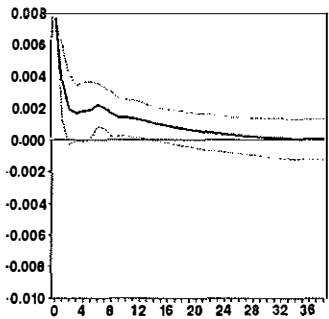
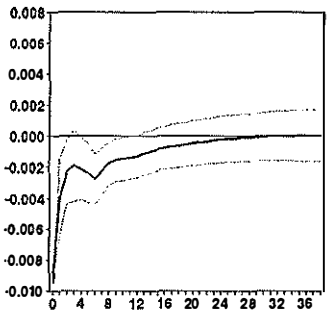
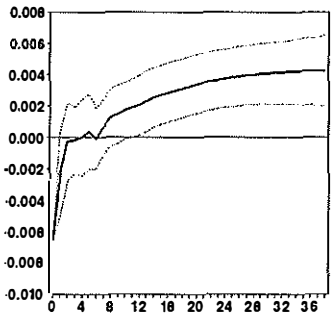
Referências

- Barnett, W. A. 1982. "The optimal level of monetary aggregation." *Journal of Money Credit and Banking* 14 (4).
- Bernanke, B. S. & Y. Mihov. 1995. "Measuring Monetary Policy". Mimeo.
- Beveridge, S. & Nelson C. 1981. "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and Transitory Components." *Journal of Monetary Economics* 7.
- Campbell, J.Y. & P. Perron. 1991. "Pitfalls and opportunities: What macroeconomist should know about unit roots." NBER Working Paper.
- Cochrane, J. H. 1995. "Identifying the output effects of monetary policy." NBER WP 5154.
- Doornik & Hansen. 1994. "A practical test for univariate and multivariate normality." Discussion Paper, Nuffield College.
- Dow, Jr. & J. P. 1995. "The demand and liquidity effects of monetary shocks." *Journal of Monetary Economics* 36.
- Engle, R. 1982. "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations." *Econometrica* 50: 987-1007.
- DeJong, D.N. 1992. "Co-integration and trend-stationarity in macroeconomic time series." *Journal of Econometrics* 52: 347-370.
- Gordon, D. B. & Leeper, E. M. 1994. "The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification". *Journal of Political Economy* 102.
- Johansen, S. 1988. "Statistical analysis of cointegration vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 234-254.
- Johansen, S. 1991. "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models." *Econometrica* 59 (6): 1551-1580.

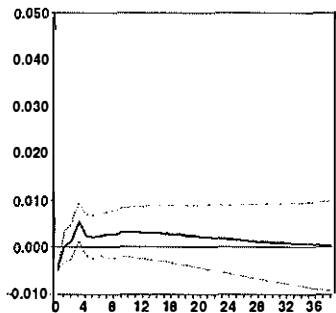
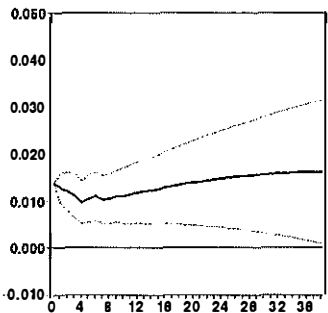
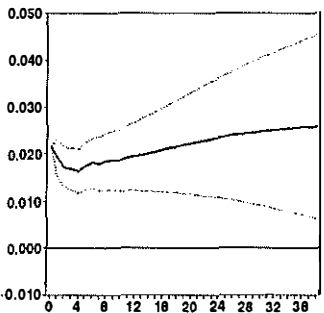
- Johansen, S. & Juselius, K. 1990. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.
- King, R.G.; Plosser, C. I.; Stock, J. H. & Watson, M. H. 1991. "Stochastic trends and economic fluctuation." *The American Economic Review* 81.
- Koop, G. 1992. "Aggregate shocks and macroeconomic fluctuations: a bayesian approach." *Journal of Applied Econometrics* 7: 395-411.
- Koreisha, S. G. & Pukkila, T. 1993. "Determining the order of a VAR when the number of component series is large." *Journal of Time Series Analysis* 14 (1): 47-69.
- Leeper, E. M. & Sims, C. A. 1994. "Toward a Modern Macroeconomic Model usable for Policy Analysis." NBER WP 4761.
- Leeper, E. M.; Sims, C. A. & Zha, T. 1996. "What does monetary policy do?." *Brookings Papers on Economic Activity* 2.
- Lima, E. C.; Lopes, H. F.; Moreira, A. R. B. & Pereira, P. L. V. 1995. "Tendência estocástica do produto." *Pesquisa Planejamento Econômico* 4.
- Lima, E. C. R.; Migon, H. S. & Lopes, H. F. 1993. "Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregadas sobre o nível de atividade econômica do Brasil." *Revista Brasileira de Economia* 47 (2): 177-204.
- Litterman, R. 1986. "Forecasting with bayesian vector autoregressions - five years of experience." *Journal of Business and Economic Statistics* 4: 25-38.
- Lopes, H. F. 1994. "*Aplicações de Modelos Autoregressivos Vetoriais.*" Dissertação de Mestrado, Departamento de Métodos Estatísticos, IM/UFRJ.

- Mellander, E.; Vredin A. & Warne, A. "Stochastic trends and economic Fluctuation in a Small Open Economy." *Journal of Applied Econometrics* 7: 369-394.
- Nakane, M. I. 1994. "*Teste de Exogeneidade Fraca e Super Exogeneidade para a demanda de moeda no Brasil.*" Tese de Mestrado USP.
- Osterwald-Lenum, M. 1992. "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3): 461-47.
- Phillips, P. 1994. "Model determination and macroeconomic activity." Cowles Foundation Discussion Paper 1083, Yale University.
- Sargent, T. J. & Wallace N. 1981. "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic." Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Fall.
- Strongin, S. 1995. "The identification of monetary policy disturbances - explaining the liquidity puzzle." *Journal of Monetary Economics* 35 .
- Toda, H.Y. & Phillips, P. C. B. 1994. "Vector autoregression and causality: a theoretical overview and simulation study." *Econometric Reviews* 13 (2): 259-285.

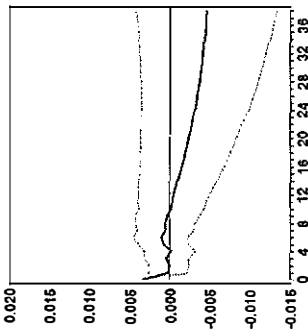
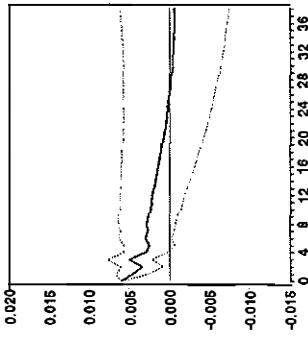
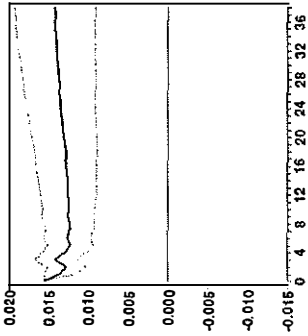
Resposta dos Juros Reais



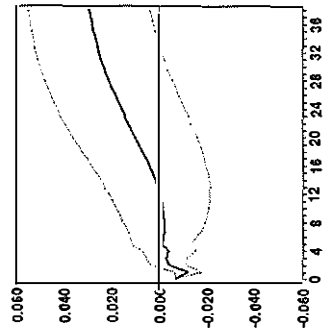
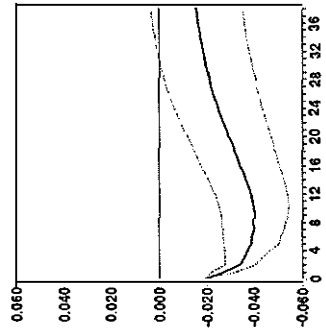
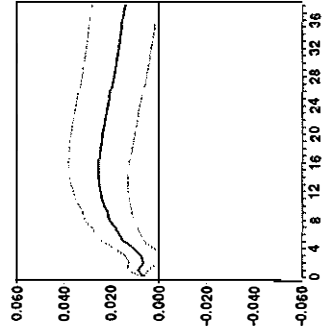
Resposta da Taxa de Inflação



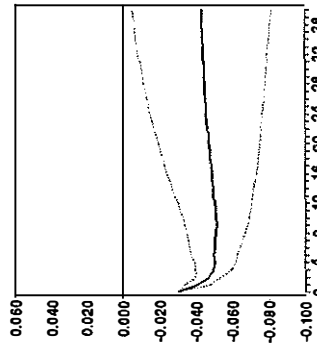
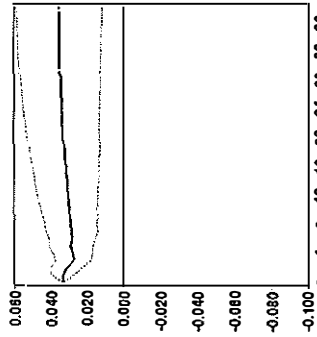
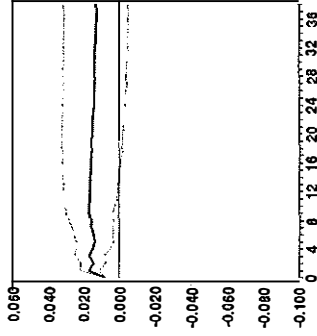
PIB



Títulos Públicos



Títulos Privados



H O M E N A G E M

MÁRIO HENRIQUE SIMONSEN
1935–1997

É com grande pesar que a *Revista de Econometria* registra o falecimento do professor Mário Henrique Simonsen, em 9 de fevereiro deste ano. O professor Simonsen foi membro do Corpo Editorial e publicou três artigos na *Revista de Econometria**, foi membro fundador da *Sociedade Brasileira de Econometria* e um dos mais destacados economistas brasileiros.

Neste número, a *Revista de Econometria* se despede do professor Simonsen com um artigo sobre sua contribuição à academia brasileira.

Os Editores

* “Contratos Salariais Justapostos e Política Anti-Inflacionária”, *Revista de Econometria*, V (2): 5-32, Novembro 1985.

“Rational Expectations, Income Policies and Game Theory”, *Revista de Econometria*, VI (2): 7-46, Novembro 1986.

“Subadditive Probabilities and Portfolio Inertia”, *Revista de Econometria*, XI (1): 1-19, Abril 1991. (co-autor: Sérgio Werlang)

