

Moreira, Ajax; Rocha, Katia

Working Paper

Choque fiscal e a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil

Texto para Discussão, No. 1575

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Moreira, Ajax; Rocha, Katia (2011) : Choque fiscal e a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil, Texto para Discussão, No. 1575, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91010>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1575

TEXTOS PARA DISCUSSÃO

CHOQUE FISCAL E A DINÂMICA DA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL

Ajax Moreira
Katia Rocha

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

CHOQUE FISCAL E A DINÂMICA DA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL *

Ajax Moreira**

Katia Rocha***

* Os autores agradecem a Elcyon Caiado Rocha Lima (Ipea) pelos comentários. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores.

** Coordenador de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

*** Técnica de Planejamento e Pesquisa da Dimac/Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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

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

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

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

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

ISSN 1415-4765

JEL: H7, H70, H73, H77

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 MODELO.....8

3 RESULTADOS 12

4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ 19

5 CONCLUSÃO 20

REFERÊNCIAS 21

APÊNDICE A 23

APÊNDICE B 24

SINOPSE

O presente estudo propõe um modelo de macrofinanças para analisar os impactos de choques fiscais nos movimentos da curva de juros no Brasil (estrutura a termo) no período de 1999 até 2010. A política fiscal explica uma proporção maior da variância dos vértices de longo prazo (25% do vértice de cinco anos) comparada aos vértices de curto prazo (13% do vértice de um mês); enquanto a política monetária explica uma proporção maior da variância dos vértices de curto prazo (23% do vértice de um mês) comparada aos de longo prazo (6% do vértice de cinco anos). A austeridade fiscal, representada pelo aumento do superávit primário, reduz as taxas de juros, com efeito maior nas taxas mais longas, enquanto a política monetária, representada pelo aumento da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), aumenta marginalmente todas as taxas, com maior efeito sobre as taxas curtas. Os resultados obtidos são robustos à alteração da escolha das variáveis observadas, ao número de defasagens do modelo, e às hipóteses de identificação dos choques. O estudo sugere que a política fiscal representa boa parte da evolução da curva de juros brasileira, principalmente os movimentos relacionados aos juros de longo prazo e indica os limites de atuação da política monetária e do Banco Central do Brasil (BCB) no controle das taxas de juros e da inflação, além de contribuir para o debate acerca do impacto dos choques fiscais sobre as taxas de juros.

ABSTRACTⁱ

The study presents a macro-finance model to analyze the impacts of a fiscal policy shock in the Brazilian term structure of interest rate in the period 1999-2010. Fiscal policy explains a higher proportion of the long-term interest rate variance (25% of the five years rate) comparing to the short-term interest rate (13% of the one month rate); while the monetary policy explains a higher proportion of the short-term variance (23% of the one month rate) comparing to the long-term interest rate (6% of the five years

i. *The English versions of the abstracts in this working paper has not been reviewed by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (abstracts) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

rate). Fiscal policy austerity, represented by an increase in the primary budget surplus, reduces interest rate in general, especially the long-term rate, while the monetary policy, represented by an increase in the SELIC rate increases especially the short-term rate. The results are robust regarding the observed variables choice, to the number of lags in the model, and to the identification hypothesis. The study suggests that fiscal policy represents a large part of the evolution of the Brazilian term structure of interest rate, especially movements related to long-term rate, and indicates the limits of the Monetary Authority and the Central Bank in controlling interest rates and inflation, while contributes to the debate regarding the impact of fiscal shocks over interest rate.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil, por muitos anos, registrou taxas de inflação muito elevadas, até que, em junho de 1994, foi implementado um plano de estabilização que incluía: *i*) a lei de responsabilidade fiscal, que limitou os gastos dos estados e municípios; *ii*) a privatização de diversas empresas estatais; *iii*) o estabelecimento de uma meta informal de superávit primário do governo federal; e *iv*) um regime monetário ancorado na taxa de câmbio. Em dezembro de 1998, em uma situação de taxas de juros elevadíssimas e com perdas de reservas, o governo optou por um regime de câmbio livre e de metas para a inflação. Desde 1999 a economia tem mantido a estabilidade monetária com taxas de inflação civilizadas. Este pequeno histórico sugere a importância da política fiscal na estabilização e caracteriza o período pós-1999 como de estabilidade dos regimes cambial, monetário e fiscal.

Diversos autores têm enfatizado a importância do efeito da política fiscal na estabilidade macroeconômica e na determinação do nível de preços. Em particular, Canzoneri, Cumby e Diba (2001) argumentam que o nível de preços depende de forma crítica da política fiscal adotada, e, desse modo, tanto a âncora monetária (regime ricardiano) quanto a âncora fiscal (regime não ricardiano) são teoricamente plausíveis.

Até recentemente, estudos sobre a análise da dinâmica macroeconômica enfatizavam os choques de política monetária, negligenciando o papel da política fiscal (ver BERNANKE; MIHOV, 1998; CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 1999). Desenvolvimentos recentes, tanto na prática quanto na teoria, têm evidenciado crescente ligação entre a política monetária e a fiscal, como abordado em Perotti (2002), Laubach (2003), Gale e Orszag (2004), Perotti (2007) e Favero e Giavazzi (2004).

No entanto, a maioria dos trabalhos que incorporam a política fiscal utilizando os modelos de Autorregressão Vetorial – Vector Auto Regression (VAR) – falha por ignorar a dinâmica dos choques fiscais em todos os vértices da curva de juros, em especial sobre os vértices de longo prazo, analisando apenas os impactos na taxa de curto prazo e, dessa forma, obtendo resultados heterogêneos por país e definidos como *puzzles* na literatura.

Seguindo sugestão de Perotti (2002), este estudo adota um enfoque mais apropriado para análise da dinâmica da política fiscal sobre toda a estrutura a termo

das taxas de juros (ETTJ), ou seja, sobre a evolução da curva de juros dos diversos vértices: de curto, médio e longo prazo. O modelo proposto de macrofinanças baseia-se na metodologia de Diebold, Rudebusch e Aruoba (2005),¹ e analisa os impactos de choques fiscais nos movimentos da curva de juros no Brasil no período de 1999 até 2010. Utiliza um estimador da função de resposta a impulso (FRI) que é condicional apenas às restrições de identificação que consideramos relevantes, sendo menos vulnerável a críticas quanto à arbitrariedade da identificação dos choques. Espera-se, dessa forma, contribuir para o debate acerca do impacto dos choques fiscais sobre as taxas de juros.

A estimação do modelo foi realizada com o método Monte Carlo Markov Chain (MCMC), devido a sua complexidade e à necessidade de obter a distribuição do estimador de todos os resultados.

Os principais resultados obtidos mostram que o choque fiscal explica mais a variância da previsão da ETTJ do que o choque monetário e, em particular, que os efeitos fiscais possuem o sinal esperado (maior ajuste fiscal, menores juros) e são mais importantes nos vértices mais longos da ETTJ, ao contrário dos efeitos do choque monetário que se dá sobre as menores maturidades. Esse resultado delimita a capacidade do Banco Central do Brasil (BCB) de influenciar a curva de juros brasileira, e contribui para o debate apresentado em Sims (2004) e Favero e Giavazzi (2004), que argumentam que um efetivo sistema de metas de inflação depende da austeridade da política fiscal, ou seja, de um regime fiscal cujo superávit primário é frequentemente ajustado, de tal forma que o nível da dívida seja mantido constante.

A segunda seção apresenta questões metodológicas, a terceira mostra os resultados, a quarta seção discute a robustez dos resultados, e a última conclui o trabalho.

2 MODELO

Na literatura de finanças empíricas, a ETTJ, ou curva de juros, é usualmente aproximada por uma combinação linear de polinômios que são função da maturidade, e que

1. O modelo de Diebold, Rudebusch e Aruoba (2005) é uma versão dos modelos de Ang e Piazzesi (2003), Rudebusch e Wu (2004) e Dai e Philippon (2005) que incorporam aos modelos VAR a dinâmica da curva de juros, com a vantagem de poderem descrevê-la com um número reduzido de componentes, que sumarizam o estado do mercado de renda fixa, e que podem ser correlacionados com variáveis macroeconômicas, em particular, com medidas de austeridade fiscal.

constituem uma base conveniente no espaço das funções. Essas funções correspondem a propriedades geométricas da curva como nível, inclinação e curvatura, chamadas de fatores ou componentes. Entre as bases mais utilizadas encontram-se os polinômios de Laguerre utilizados por Nelson e Siegel (1987) e os polinômios de Legendre utilizados por Duarte, Almeida e Fernandes (1998).

Neste estudo adotamos o modelo de macrofinanças proposto por Diebold, Rudebusch e Aruoba (2005) que relaciona as componentes da ETTJ a variáveis macroeconômicas observadas (z), através de variáveis latentes que explicam o movimento da ETTJ. Dessa forma, os choques em (z) explicam os movimentos da ETTJ. Nesse modelo utiliza-se a hipótese simplificadora de que (z) não determina diretamente a ETTJ.²

O modelo proposto é apresentado pelas equações (1) a (3). A equação de observação – equação (1) – relaciona a ETTJ $y_t = (y_t^1, \dots, y_t^n)$ definida pelos (n) vértices fixos observados ao longo dos meses $[1, \dots, T]$, com as três variáveis latentes $\theta_t = (\theta_t^1, \dots, \theta_t^3)$ através do vetor de pesos B que é definido de forma condicional à maturidade de cada vértice e ao parâmetro (λ) segundo as funções de Nelson e Siegel representadas pela equação (3). A equação de transição (2) relaciona dinamicamente as variáveis de estado $x_t = (z_t, \theta_t)$ onde $z_t = (z_t^1, \dots, z_t^p)$ são p variáveis observadas, $w_t = (w\theta_p, wz_p)$ são as inovações das variáveis de estado, e a matriz V identifica os choques (e).³ As componentes (u , e) são supostas independentes entre si e temporalmente.

$$y_t = A + \theta_t B(n) + \sigma u_t \quad (1)$$

$$x_t = \mu + x_{t-1} \phi + w_t, w_t = V e_t \quad (2)$$

$$B(n) = \left[1; \frac{1 - e^{-\lambda n}}{\lambda n}; \frac{1 - e^{-\lambda n}}{\lambda n} - e^{-\lambda n} \right] \quad (3)$$

2. Outra vertente, os modelos afins, apresentados em Ang e Piazzesi (2003), introduzem prêmios de risco e restrições de não arbitragem entre as taxas da ETTJ, para relacioná-las às variáveis de estado, que podem incluir variáveis macroeconômicas. Nesses modelos, essas variáveis determinam diretamente a ETTJ. No modelo afim, que tem fundamentação teórica, a inexistência da relação direta entre as variáveis observadas e a ETTJ depende de hipóteses de identificação e do tipo de política monetária.

3. Na literatura (w) é conhecido como choque na forma reduzida e (e) choque na forma estrutural. Neste texto utilizaremos a terminologia de inovação e choque, respectivamente.

No modelo as variáveis latentes (θ) resumam o mercado de renda fixa, e as variáveis observadas (z) o estado da economia, (θ, z) relacionadas dinamicamente permitem distinguir do movimento da ETTJ o que pode ser explicado com choques macroeconômicos representados por inovações em z .

Segundo Diebold, Rudebusch e Aruoba (2005), Rudebusch e Svensson (1998) e Kozicki e Tinsley (2001), a lista mínima de variáveis observadas (z) em um modelo macro é a taxa de juros de curto prazo (s), o nível de atividade (q) e a taxa de inflação (π). Adicionamos a esta lista a taxa de câmbio (c) que é crítica em uma pequena economia aberta, e uma medida do estado da política fiscal (f). Portanto $z = (c, \pi, q, s, f)$.

2.1 IDENTIFICAÇÃO

A equação de transição – equação (2) – corresponde a um modelo VAR com componentes não observados (θ), e para estimar V é necessário incluir restrições de identificação de forma análoga ao modelo VAR.

Em modelos exatamente identificados é necessário incluir $q^*(q-1)/2$ restrições, onde q é a dimensão do vetor de estado x . Em geral, algumas dessas restrições são justificadas com argumentos econômicos, mas muitas outras são incluídas apenas por motivos estatísticos para garantir que V é estimável de forma unívoca. Propõe-se um estimador da FRI que é condicional apenas ao subconjunto de restrições considerado relevante.

Para manter a simplificação, vamos nos limitar a modelos exatamente identificados, nos quais existe uma ordem de causalidade entre os choques. Nesse caso o ordenamento entre os choques caracteriza completamente as restrições de identificação. Seja Ω o conjunto dos ordenamentos possíveis,⁴ e Φ o estimador da função de resposta a impulso associado ao ordenamento $i \in \Omega$, vamos denotar este estimador como $p(\Phi|i)$.

Seja Ω_r o subconjunto de Ω que atende às hipóteses de identificação consideradas relevantes. Define-se o estimador $p(\Phi|\Omega_r)$, que é condicional apenas a este subconjunto:

$$p(\Phi|\Omega_r) = \int_{i \in \Omega_r} p(\Phi|i) p(i) \quad (4)$$

4. O número de ordenamentos corresponde à permutação de q , que corresponde a 40.320 ordenamentos.

Os ordenamentos são igualmente verossímeis, por isto $p(i) = 1/\#(|\Omega r|)$.

O estimador de FRI, ou de qualquer outra estatística condicional a V , é calculado:

$$p(\Phi|\Omega r) = \sum_{i \in \Omega r} p(\Phi|i) / \#(|\Omega r|) \quad (5)$$

Este estimador é condicional apenas a um subconjunto de restrições e, portanto, menos vulnerável a críticas quanto à arbitrariedade da identificação.

Como adotamos um método estocástico de estimação, a cada iteração sorteamos i em Ωr e, conseqüentemente, a distribuição dos estimadores de Φ é obtida.

No modelo, consideram-se como relevantes duas hipóteses de identificação: *i*) a inovação das latentes não condiciona a inovação das variáveis observadas, ou seja, $V(z, \theta) = 0$; *ii*) os choques fiscal e monetário não condicionam as inovações da taxa de câmbio, inflação e Produto Interno Bruto (PIB).

A taxa Serviço Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) é o único vértice da curva de juros controlado diretamente pelas autoridades monetárias, sendo uma variável observada do modelo. As variáveis latentes representam os demais vértices, que são determinados no mercado de renda fixa. Admitindo-se que a reação desse mercado às alterações das condições econômicas é imediata, devemos esperar que as inovações das variáveis latentes $w\theta$ sejam correlacionadas com as inovações das observadas. A hipótese de identificação (*i*) é que w_z explica $w\theta$, mas o contrário não ocorre.⁵

Define-se como choque monetário (fiscal) a componente da inovação da taxa SELIC (superávit) que não é explicada com as alterações passadas do estado da economia descrito por (x) e com as inovações das demais variáveis observadas – taxa de câmbio, inflação e PIB nominal. A hipótese (*ii*) é que esta alteração discricionária não afeta as

5. Como exercício, o modelo foi estimado invertendo a causalidade entre $w\theta$, w_z e verificou-se que as variáveis latentes explicam entre 80% e 90% da variância da previsão das variáveis observadas, mostrando que o mercado de renda fixa antecipa em grande parte o movimento das variáveis econômicas relevantes.

variáveis observadas contemporaneamente, mas afeta as variáveis latentes. Neste caso o conjunto de ordenamentos que atendem a estas duas condições tem 72 ordenamentos.⁶

Segundo esta metodologia, a FRI de um choque é a média das FRIs de todos os ordenamentos entre as variáveis que atendem às restrições impostas. Por exemplo, a função de resposta ao choque monetário é a média das funções de resposta de todos os ordenamentos das componentes de x que atendem à condição de que as variáveis observadas precedem as latentes, e que o superávit e a taxa SELIC são precedidas pelas demais variáveis observadas, ou a função de resposta ao choque cambial é a média de todas as funções de resposta em que a taxa de câmbio precede a taxa SELIC, o superávit e as variáveis latentes.

O modelo foi estimado com o método do MCMC descrito brevemente no apêndice A. Trata-se de um método estocástico que obtém a distribuição dos estimadores de qualquer função dos parâmetros, e propicia a construção de critérios de desempenho dos modelos e penalizam adequadamente a complexidade devido ao maior número de variáveis explicativas.

3 RESULTADOS

A economia brasileira alcançou um regime estável a partir de janeiro de 1999 quando instituiu o regime de câmbio flutuante, metas de inflação, e completou o quadro institucional que garantia a responsabilidade fiscal. Dessa forma, é aconselhável a utilização de dados após 1999, resultando em apenas dez anos de dados, o que recomenda a utilização de dados mensais.

A ETTJ é medida através das taxas referenciais diárias da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) de *swap* DI x PRE – convertidas em médias mensais – para uma variedade de maturidades das quais selecionamos nove vértices fixos: {1, 2, 6, 9, 12, 18, 24, 36, 60} meses.

6. Permutação entre taxa de câmbio, inflação e PIB multiplicada pela permutação das três latentes, multiplicada pela permutação dos choques monetário e fiscal, uma vez que não se supõe a precedência entre esses choques.

Adotou-se a medida proposta por Favero e Giavazzi (2004) para a variável fiscal (f), definida como o superávit ajustado (SUP) que mantém estável a relação dívida/PIB, por ser conceitualmente mais adequada.⁷ Esta variável foi calculada utilizando as tabulações produzidas pelo BCB para o setor público consolidado em termos mensais⁸ para a dívida líquida e os seus fatores de expansão.

As demais variáveis observadas (z) são: *i*) taxa de câmbio – taxa média de compra no mês divulgado pelo BCB; *ii*) taxa de inflação (anualizada) – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); *iii*) nível de atividade – log do PIB nominal produzido pelo BCB;⁹ e *iv*) taxa de juros de curto prazo – taxa SELIC (anualizada) divulgada pelo BCB.

Nos modelos VAR a importância dos choques identificados é medida com a proporção da variância da previsão h meses à frente que é explicada com esses choques.¹⁰ A tabela 1 apresenta esta proporção, seis meses à frente – nas linhas estão os choques identificados e nas colunas, as variáveis observadas e os vértices da ETTJ. Os choques são independentes, e por isso podemos calcular o efeito conjunto dos choques observados, que mede a capacidade das variáveis observadas de explicar a ETTJ.

Os choques monetário e fiscal foram identificados supondo-se que os choques sobre as variáveis latentes são condicionados pelos choques sobre as variáveis observadas, e que os choques sobre a taxa SELIC (choque monetário) e sobre o superávit (choque fiscal) são condicionados pelos choques sobre as demais variáveis observadas. Essas condições são uma restrição ao conjunto de ordenamentos entre os choques, restrição que é a hipótese de identificação do modelo.

Os choques sobre as demais variáveis observadas são identificados admitindo-se apenas que precedem às latentes e aos choques monetário e fiscal. Dessa forma: *i*) os

7. Testes não apresentados mostraram que a substituição da variável fiscal por outras medidas pertinentes, como o superávit nominal ou o nível da dívida, afetam apenas marginalmente os resultados.

8. Medidas de necessidade de financiamento e de estoque da dívida, retiradas da tabela Evolução da dívida líquida do setor público e seus condicionantes, na versão que inclui a Petrobras, publicadas pelo BCB.

9. O PIB e a variável fiscal têm um padrão sazonal. Foi testada uma versão do modelo em que estas variáveis foram substituídas por quantidades correspondentes onde o padrão sazonal foi retirado econometricamente. O efeito da substituição é desprezível. Preferimos ignorar a heterocedasticidade do resíduo para evitar utilizar um estimador como variável observada.

10. Onde a previsão é o efeito de um choque típico – de um desvio-padrão – extrapolado seis meses à frente.

choques monetário e fiscal são identificados de forma mais precisa; *ii*) os choques sobre as demais variáveis observadas são medidas robustas desses choques, porque são o efeito médio deles para todas as permutações entre essas variáveis observadas; e *iii*) os choques sobre as latentes não têm interpretação econômica e por isso foram ignorados.

TABELA 1
Decomposição da variância da previsão seis meses à frente¹

Choques	Variáveis observadas					Vértices da ETTJ								
	Câmbio	IPCA	PIB	SELIC	SUP	1m	3m	6m	9m	1a	1,5a	2a	3a	5a
Câmbio	0,62	0,11	–	0,12	0,07	0,14	0,16	0,19	0,21	0,22	0,24	0,25	0,26	0,27
Preços	–	0,63	–	0,12	0,05	0,13	0,11	0,09	0,08	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06
Atividade	–	–	0,80	0,06	–	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,06
Choque monetário	–	–	–	0,32	–	0,23	0,19	0,15	0,12	0,10	0,08	0,07	0,06	0,06
Choque fiscal	–	0,06	–	0,13	0,76	0,14	0,17	0,21	0,23	0,24	0,25	0,26	0,26	0,25
Efeito conjunto	0,85	0,84	0,89	0,76	0,92	0,70	0,71	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,71	0,70

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹Os valores indicados com “–” não são significativos ao nível de 5%.

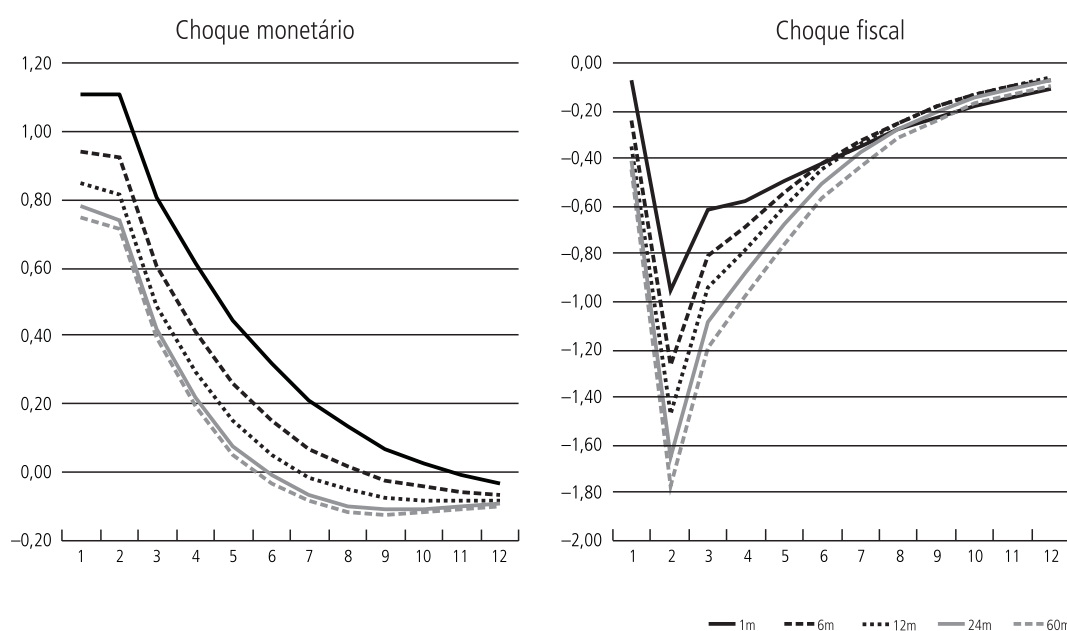
Os resultados mostram que:

- O efeito conjunto dos choques observados explica:
 - a) cerca de 70% da variância da ETTJ;
 - b) entre 75% da variância da previsão da taxa SELIC e 92% da variância da previsão do superávit requerido.
- O choque fiscal explica:
 - a) uma proporção maior da variância dos vértices de longo prazo (25% do vértice de cinco anos) do que os vértices de curto prazo (13% do vértice de um mês);
 - b) 5% da variância da SELIC e 7% da variância do câmbio.
- O choque monetário:
 - a) explica uma proporção maior da variância dos vértices curtos (23% do vértice de um mês) do que os longos (6% do vértice de cinco anos);
 - b) não explica a variância de seis meses da taxa de inflação.

O gráfico 1 apresenta as FRIs da ETTJ ao choque monetário e fiscal. Para facilitar a visualização, adotamos denotar por linhas mais finas as taxas de juros mais curtas e de linhas mais grossas, as taxas de juros mais longas.

GRÁFICO 1

Função de resposta da ETTJ aos choques identificados (típicos)



Os gráficos mostram que:

- A política fiscal, representada pelo aumento da austeridade fiscal, reduz as taxas de juros, com efeito maior nas taxas mais longas. O efeito decresce após o sexto mês.
- A política monetária, representada pelo aumento da taxa SELIC, aumenta marginalmente todas as taxas, porém seu efeito é maior sobre as taxas curtas. O efeito é decrescente com o tempo.

Os resultados mostram que o efeito sobre a ETTJ dos choques monetário e fiscal é significativo e apresenta o sinal esperado. O aumento da austeridade fiscal reduz as taxas de juros de longo prazo de forma significativa e com alguma persistência, enquanto o efeito do choque monetário é mais pronunciado nos vértices de curto prazo e menos persistente.

A FRI foi calculada para um aumento de 1% ao ano (a.a.) na taxa SELIC e de 1% no superávit ajustado. A tabela 2 apresenta a resposta a esses dois choques sobre as variáveis observadas e para os vértices de um mês e cinco anos da ETTJ.

TABELA 2
FRI das variáveis observadas aos choques identificados¹

Variável	Choque	1m	2m	3m	4m	5m	6m	7m	8m	9m	10m	11-12m
IPCA	Fiscal	–	–0,68	–0,63	–0,51	–0,38	–0,26	–	–	–	–	–
	Monetário	–	–	–0,20	–0,24	–0,25	–0,25	–0,23	–0,21	–0,18	–0,15	–
PIB	Fiscal		–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
	Monetário		–0,09	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Câmbio	Fiscal	–0,68	–0,6	–0,58	–0,52	–0,46	–	–	–	–	–	–
	Monetário	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
SELIC	Fiscal		–0,66	–0,64	–0,45	–0,43	–0,35	–0,29	–0,24	–0,19	–	–
	Monetário	0,96	0,65	0,60	0,42	0,33	0,23	0,17	–	–	–	–
SUP	Fiscal	0,98	–0,16	–	–	–0,04	–	–	–	–	–	–
	Monetário	–	–	0,05	–	–	–	–	–	–	–	–
Vértice 1m	Fiscal	–	–0,95	–0,6	–0,57	–0,48	–0,4	–0,33	–0,27	–0,21	–	–
	Monetário	0,78	0,79	0,57	0,44	0,32	0,23	–	–	–	–	–
Vértice 5a	Fiscal	–0,45	–1,82	–1,22	–1,01	–0,78	–0,59	–0,44	–0,33	–0,24	–	–
	Monetário	0,53	0,53	0,29	–	–	–	–	–	–	–	–

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ¹Os valores indicados com “–” não são significativos ao nível de 5%.

Os resultados indicam que:

- O choque fiscal de 1% reduz mais a taxa longa (diminuição de 180 pontos-base no vértice de um mês) do que a curta (diminuição de 95 pontos-base no vértice de cinco anos) e o efeito sobre as duas taxas tem a mesma persistência. O choque monetário de 1% aumenta mais a taxa curta (aumento de 78 pontos-base no vértice de um mês) do que a longa (aumento de 53 pontos-base no vértice de cinco anos) e o efeito sobre a taxa longa tem menor persistência.
- O choque monetário (aumento da SELIC) e o choque fiscal (aumento da austeridade fiscal) reduzem a taxa de inflação. Um choque monetário de 1% reduz a inflação em até 0,25% a.a. e o choque fiscal de 1% reduz a inflação em até 0,7% a.a. O efeito do choque monetário só é significativo a partir do quarto mês e continua até o 11º, e o choque fiscal é significativo a partir do segundo mês. Esse resultado mostra os limites do BCB no controle da inflação em um ambiente de redução de austeridade fiscal.

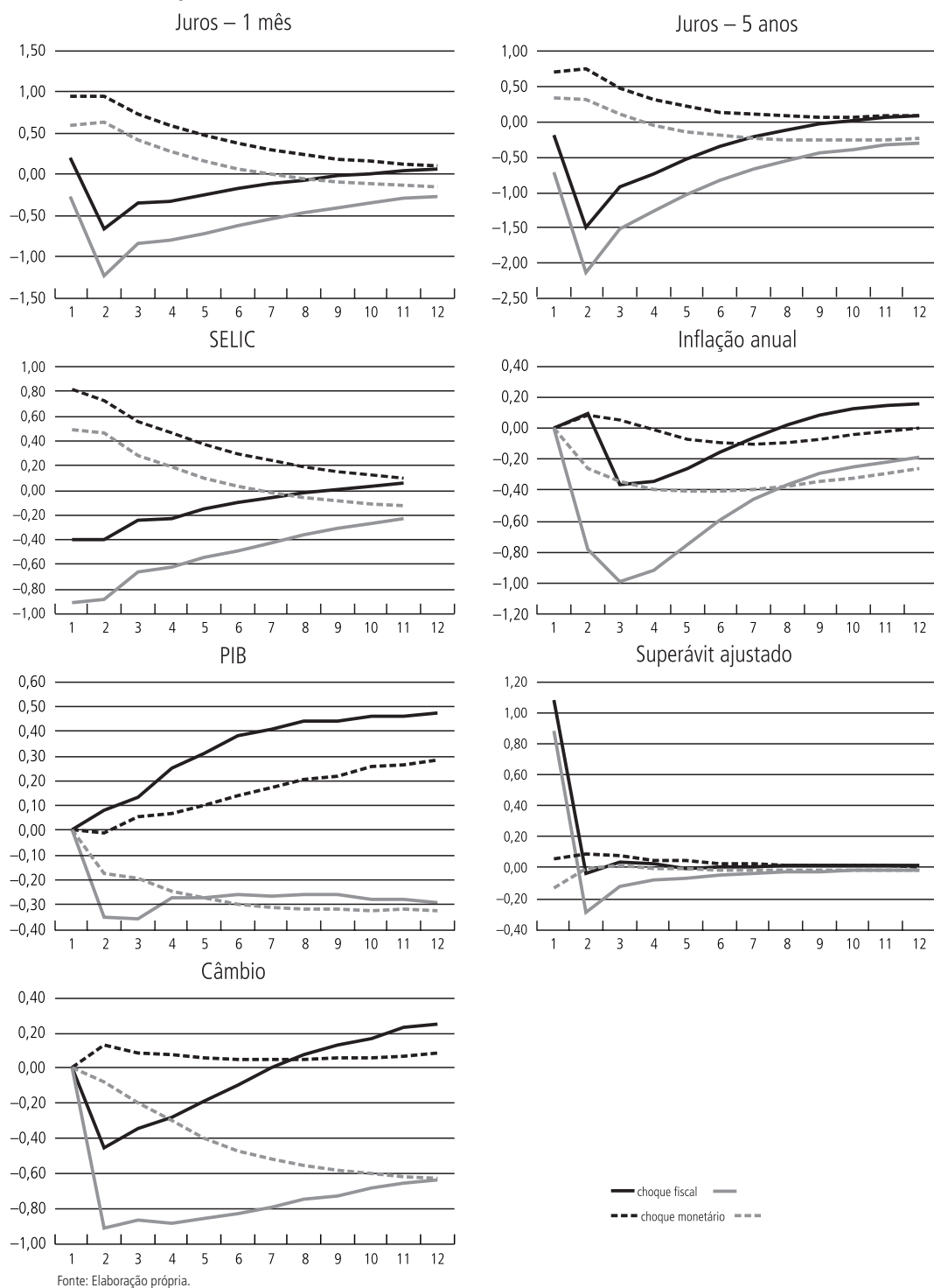
- O choque monetário não tem efeito sobre a taxa de câmbio, que responde apenas ao choque fiscal. Um aumento de 1% no superávit ajustado reduz a taxa de câmbio em até 0,7%.
- O PIB nominal não é afetado com os choques monetário e fiscal, o que mostra uma limitação deste modelo em captar os efeitos recessivos e expansionistas desses choques.¹¹
- Os dois choques têm efeitos opostos sobre a taxa SELIC e o superávit. O choque fiscal reduz a SELIC e o choque monetário aumenta o superávit. Isto sugere a existência de algum mecanismo compensatório entre as autoridades fiscais e monetárias. Uma política fiscal expansionista (redução da austeridade fiscal) é compensada com o aumento da SELIC, e de outro lado, uma política de aperto monetário promove, em pelo menos um mês, de forma significativa, um aperto fiscal.

Os resultados apresentados indicam a importância relativa dos choques fiscais sobre os movimentos da curva de juros brasileira, principalmente os movimentos relacionados aos juros de longo prazo, e indica os limites de atuação da política monetária e do BCB no controle das taxas de juros.

O gráfico 2 apresenta o intervalo de confiança, calculado com 5% de significância, das FRIs aos choques monetário e fiscal.

11. O PIB nominal utilizado é um indicador construído pelo BCB para deflacionar as medidas fiscais. É possível que este indicador não capte adequadamente as flutuações do produto real.

GRÁFICO 2
FRI aos choques monetário e fiscal



4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

O modelo proposto apresentado na seção anterior utilizou um estimador para a FRI e para a decomposição da variância que é condicional apenas ao subconjunto de restrições que identificam o modelo. Foram realizados testes que avaliam o efeito da substituição da medida de austeridade fiscal e da inclusão da correção devido ao padrão sazonal de algumas das variáveis observadas. Os testes mostram que o efeito dessa substituição é pequeno, sinalizando a robustez dos resultados quanto à escolha de variáveis e quanto à identificação dos choques.

O modelo proposto foi especificado com uma defasagem, ignorando a existência de padrões dinâmicos mais complexos. A escolha do número de defasagens é uma questão importante em modelo VAR: o aumento do número de defasagens aumenta a capacidade de o modelo se ajustar aos dados, mas em contrapartida aumenta a complexidade e reduz os graus de liberdade na estimação, característica particularmente importante em modelos com variáveis latentes.

Avaliamos o efeito do número de defasagens comparando o desempenho dos modelos com uma, duas e três defasagens quanto a dois critérios de informação muito utilizados na literatura de MCMC e que estão brevemente descritos no apêndice B.

A tabela 3 apresenta os dois critérios de informação para cada modelo estimado, e a proporção da variância que é explicada com os choques monetário e fiscal em cada caso.

TABELA 3
Efeito do número de defasagens da equação de transição

#	Critério de informação		% da variância previsão de seis meses																	
			Choque monetário										Choque fiscal							
			Câmbio	IPCA	PIB	SELIC	SUP	1m	6m	1a	5a	Câmbio	IPCA	PIB	SELIC	SUP	1m	6m	1a	5a
1	-5,83	3,04	—	—	—	0,32	—	0,23	0,15	0,10	0,06	—	0,06	—	0,13	0,76	0,14	0,21	0,24	0,25
2	-5,81	3,00	—	—	—	0,32	—	0,22	0,15	0,10	0,06	0,05	0,05	—	0,13	0,76	0,14	0,20	0,24	0,25
3	-4,19	14,11	—	—	—	0,14	—	—	—	—	—	—	0,15	—	—	0,63	—	—	0,19	0,25

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Critério do desvio de informação – *Deviance information criterion* (DIC).

² Critério da perda preditiva *a posteriori* (PPp).

Os modelos com uma e duas defasagens são semelhantes quanto ao critério de informação e ao efeito dos choques identificados sobre as variáveis e sobre a ETTJ. O modelo com três defasagens mostra critérios de informação muito piores, indicando claramente o que não é adequado. Por questões de parcimônia, escolhemos o modelo com uma defasagem. Resultados não apresentados mostram que a FRI do modelo com uma e duas defasagens é muito semelhante à do modelo proposto.

5 CONCLUSÃO

Até recentemente, estudos sobre a análise da dinâmica macroeconômica enfatizavam os choques de política monetária, negligenciando o papel da política fiscal. Cada vez mais, no entanto, tem-se enfatizado a importância do efeito da política fiscal na estabilidade macroeconômica e na determinação do nível de preços. Ainda assim, a maioria dos trabalhos que incorporam a política fiscal através de modelos VAR falha por ignorar a dinâmica dos choques fiscais em todos os vértices da curva de juros, em especial sobre os vértices de longo prazo, analisando apenas os impactos na taxa de curto prazo e, dessa forma, obtendo resultados heterogêneos por país e definidos como *puzzles* na literatura.

O presente estudo segue sugestão de Perotti (2002) e propõe um modelo de macrofinanças para analisar os impactos de choques fiscais nos movimentos da curva de juros no Brasil (estrutura a termo) no período de 1999 até 2010, onde o estimador da FRI é condicional apenas ao subconjunto de restrições que consideramos relevante para identificar os choques monetário e fiscal.

Os choques identificados sobre as variáveis observadas explicam aproximadamente 70% da flutuação da curva de juros. A política fiscal explica uma proporção maior da variância dos vértices de longo prazo (25% do vértice de cinco anos) do que os vértices de curto prazo (13% do vértice de um mês); enquanto a política monetária (SELIC) explica uma proporção maior da variância dos vértices curtos (23% do vértice de um mês); do que os longos (6% do vértice de cinco anos).

A austeridade fiscal, representada pelo aumento do superávit primário, reduz as taxas de juros, com efeito maior nas taxas mais longas, enquanto a política monetária,

representada pelo aumento da taxa SELIC, aumenta marginalmente todas as taxas, porém seu efeito é maior sobre as taxas curtas. O choque fiscal de 1% reduz mais a taxa longa (diminuição de 180 pontos-base no vértice de um mês) do que a curta (diminuição de 95 pontos-base no vértice de cinco anos) e o efeito sobre as duas taxas tem a mesma persistência. O choque monetário de 1% aumenta mais a taxa curta (aumento de 78 pontos-base no vértice de um mês) do que a longa (aumento de 53 pontos-base no vértice de cinco anos) e o efeito sobre a taxa longa tem menor persistência.

Os resultados obtidos são robustos à alteração da escolha das variáveis observadas, ao número de defasagens do modelo, e às hipóteses de identificação dos choques.

O estudo sugere que a política fiscal representa boa parte dos movimentos da curva de juros brasileira, principalmente os movimentos relacionados aos juros de longo prazo e indica os limites de atuação da política monetária e do BCB no controle das taxas de juros e da inflação, além de contribuir para o debate acerca do impacto dos choques fiscais sobre as taxas de juros.

REFERÊNCIAS

- ANG, A.; PIAZZESI, M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables (2002). **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 745-787, 2003.
- BANERJEE, S.; CARLIN, B.; GELFAND, A. **Hierarchical modeling and analysis for spatial data**. CRC Press/Chapman Hall, 2004.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.
- CANZONERI, M.; CUMBY, R.; DIBA, B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **American Economic Review**, v. 91, n. 5, p. 1.221-1.238, 2001.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of Macroeconomics**, Elsevier, 1999. volume IA, p. 65-148.
- DAI, Q.; PHILIPPON, T. **Fiscal policy and the term structure of interest rate**. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.574).
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D.; ARUOBA, S. B. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. **Journal of Econometrics**, v. 131, p. 309-338, 2005.

DUARTE, A. M.; ALMEIDA, C. I.; FERNANDES, C. A. Decomposing and simulating the movements of term structure of interest rates in emerging eurobond markets. **Journal of Fixed Income**, v. 8, n. 1, p. 21-31, 1998.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt**: lessons from Brazil. 2004 (NBER Working Paper Series, n. 10.390).

GALE, W.; ORSZAG, P. Budget deficits, national saving, and interest rates. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 35, p. 101-210, 2004.

GAMERMAN, D.; LOPES, H. **Markov Chain Monte Carlo**: stochastic simulation for Bayesian inference. London: Chapman & Hall/CRC, 2006.

JOHANNES, M.; POLSON, N. **MCMC methods for continuous-time financial econometrics**. 2003 (Working Paper).

KOZICKI, S.; TINSLEY, P. Shifting endpoints in the term structure of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 613-652, 2001.

LAUBACH, T. **New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt board of governors of the federal reserve system (U.S.) in its series**. 2003 (Finance and Economics Discussion Series, 2003-12).

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modelling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

PEROTTI, R. **Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries**. European Central Bank, 2002 (Working Paper Series, n. 168).

_____. **In search of the transmission mechanism of fiscal policy**. 2007 (NBER Working Paper, n. 13.143).

RUDEBUSCH, G. D.; SVENSSON, L. **Policy rules for inflation targeting**. 1998 (NBER Working Paper, n. 6.512).

_____.; WU, T. **A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy**. Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004 (Working Paper, n. 2003-17).

SIMS, C. **Limits to inflation targeting**. NBER Chapters in: The inflation-targeting debate, p. 283-310, 2004 (National Bureau of Economic Research, Inc.)

SPIEGELHALTER, D. *et al.* Bayesian measures of model complexity and fit. **Journal of the Royal Statistical Society Series B**, v. 64, p. 583-639, 2002.

APÊNDICE A

ESTIMAÇÃO COM MCMC

O MCMC obtém amostras das distribuições dos parâmetros e de quaisquer transformações destes parâmetros ¹² e é considerado mais adequado para estimar os modelos de macrofinanças. Neste método os parâmetros são separados em k blocos arbitrários $\zeta^w = (\zeta^1, \dots, \zeta^k)^w$, de forma que possa ser obtida a distribuição teórica ou aproximada dos parâmetros de cada bloco (ζ_k) condicional aos demais parâmetros (ζ_{-k}) , ou seja, $\zeta_k = (\zeta_k | \zeta_{-k})$.

O teorema de Clifford Hamsey (JOHANNES; POLSON, 2003), garante que repetindo o procedimento para cada bloco a sequência $\{\zeta^1, \dots, \zeta^w\}$ converge para uma amostra da distribuição conjunta dos parâmetros.

Os blocos utilizados foram $\zeta = [(\mu, \phi, V), (\lambda), (\theta)]$, ou seja, os subproblemas são:

- $(\mu, \phi, V) \sim (\mu, \phi, V | \lambda, \theta)$
- $\theta \sim (\theta | \mu, \phi, V, \lambda)$
- $\lambda \sim (\lambda | \mu, \phi, V, \theta)$

onde os dois primeiros referem-se a estimadores cuja distribuição analítica é conhecida, e o último a estimadores cuja distribuição é desconhecida. O primeiro item refere-se à estimação de um modelo VAR irrestrito e o segundo, à de um modelo de fatores em que as variáveis de estado contêm variáveis latentes e observadas.

No caso do terceiro bloco, utilizamos o estimador de Metropolis Hasting (MH) proposto em Gamerman e Lopes (2006), que obtém uma aproximação para a distribuição condicional utilizando a verossimilhança condicional $L(\lambda | \mu, \phi, V, \theta)$ e propostas aleatórias do parâmetro de interesse (λ). Este método funciona tanto melhor quanto menos dependente for a distribuição dos estimadores dos componentes condicionados

12. Como a decomposição de variância (dv), a FRI da estrutura a termo.

e condicionantes. Neste caso, o parâmetro condicionado (λ) é fortemente relacionado com a variável latente (θ). Por isso utilizamos a verossimilhança não condicional a θ $L(\lambda|\mu, \phi, V) = \zeta_\theta L(\lambda|\mu, \phi, V, \theta) p_\theta$.

As primeiras mil observações foram descartadas, e para o reconhecimento da convergência foi adotado o critério de Geweke,¹³ calculado utilizando-se a verossimilhança de cada ponto da cadeia. A graduação do passeio aleatório aplicado no MH foi feita de forma que a taxa de aceitação estivesse no intervalo [0.3, 0.7]. O modelo foi estimado com 10 mil iterações do MCMC, descartando as 5 mil primeiras e saltando de três em três para evitar a correlação da cadeia gerada.

APÊNDICE B

CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO

Os critérios de informação – calculados dentro da amostra de inferência – utilizados são o PPp e o DIC, apresentados brevemente a seguir.

O critério PPp é baseado na amostra da previsão da variável de interesse (y_t^w) – ETTJ, e na utilização de uma função de perda que penaliza resultados que se desviam do valor observado e da previsão esperada (BANERJEE; CARLIN; GELFAND, 2004). No caso em que o modelo é gaussiano e a perda é quadrática, este critério é calculado como em (x) onde a primeira parcela corresponde à variância do erro de ajustamento, e a segunda à variância do erro de previsão.

$$Dv = \frac{v}{v+1}G + P, \text{ onde } G = E_t \left\{ y_t - E \left(y_t^w | t-h, \psi_w \right) \right\}^2$$

$$P = E_w \left(y_t^w | t-h - E(y_t | t-h, \psi_w) \right)^2$$

Segundo Banerjee, Carlin e Gelfand (2004) o ordenamento dos modelos é insensível à escolha de v , por isso escolhemos $v = 1$. No nosso caso G e P e D são vetores que medem o desvio de cada vértice da ETTJ, e para transformar em um escalar

13. Que compara as médias no terço inicial do período de convergência com o terço final da sequência do MCMC.

consideramos que todos os vértices têm a mesma importância, e tomamos o valor médio destes componentes.

Spiegelhalter *et al.* (2002) propõem uma generalização do critério de Akaike – *Akaike information criterion* (AIC) – baseado na distribuição *a posteriori* do desvio, $D(\psi) = -2LVM(y|\psi)$. O DIC é definido como:

$DIC = \bar{D} + p_D$ onde $p_D = \bar{D} - D(\bar{\psi})$ é uma medida do número efetivo de parâmetros.

Então

$$DIC = 2 * \bar{D} - D(\bar{\psi}) = 2 * E_w(LV(\psi_w)) - LV(E_w(\psi_w))$$

Os dois critérios são calculados utilizando-se a amostra da distribuição conjunta dos parâmetros e de estatísticas derivadas, obtidas com o MCMC após a convergência.

Lembrando que os dois critérios consideram a qualidade do ajustamento e a penalização por complexidade, Banerjee, Carlin e Gelfand (2004) recomendam a escolha de um dos critérios de acordo com o objetivo. Segundo estes autores, o DIC é construído no espaço de parâmetros considerando a verossimilhança, e o P depende apenas das distribuições preditivas *a posteriori*. Por isso sugerem utilizar o DIC quando interessados na capacidade do modelo de explicar os dados, e o P quando interessados em previsão.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Gilson Baptista Soares

Lucia Duarte Moreira

Miriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

