

Almeida, Glaudiane; Alves, Paloma; Lima, Elcyon

**Working Paper**

## Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil: Um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos

Texto para Discussão, No. 1711

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Almeida, Glaudiane; Alves, Paloma; Lima, Elcyon (2012) : Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil: Um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos, Texto para Discussão, No. 1711, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91274>

**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.*

# 1711

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**IMPACTOS DOS CHOQUES NA POLÍTICA  
MONETÁRIA E NO CÂMBIO NO BRASIL:  
UM MODELO DE AUTORREGRESSÃOVE-  
TORIAL ESTRUTURAL AUMENTADA POR  
FATORES DINÂMICOS**

**Glaudiane Almeida  
Paloma Alves  
Elcyon Lima**

## **IMPACTOS DOS CHOQUES NA POLÍTICA MONETÁRIA E NO CÂMBIO NO BRASIL: UM MODELO DE AUTORREGRESSÃO VETORIAL ESTRUTURAL AUMENTADA POR FATORES DINÂMICOS**

Glaudiane Almeida\*

Paloma Alves\*\*

Elcyon Lima\*\*\*

---

\* Mestre em Ciências Econômicas (UERJ) e professora da UFRRJ.

\*\* Assistente de pesquisa III do Ipea e professora da UFF.

\*\*\* Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea e professor da UERJ.

## **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**

Geová Parente Farias

### **Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto**

Marcos Antonio Macedo Cintra

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

Alexandre de Ávila Gomide

### **Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Vanessa Petrelli Corrêa

### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Francisco de Assis Costa

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

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

### **Chefe de Gabinete**

Fabio de Sá e Silva

### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

Daniel Castro

## **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 de 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.

# SUMÁRIO

---

SINOPSE	
1 INTRODUÇÃO.....	7
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	9
3 DADOS.....	10
4 METODOLOGIA.....	10
5 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	21
6 CONCLUSÕES.....	28
REFERÊNCIAS .....	28
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	30
APÊNDICES.....	31



## SINOPSE

Este texto tem como objetivo estimar os impactos dos choques exógenos na política monetária e no câmbio sobre variáveis econômicas brasileiras, utilizando-se a informação contida em uma grande quantidade destas variáveis. Para obter-se um modelo *Factor-Augmented Vector Autoregression* (FAVAR), no qual a informação contida em um amplo subconjunto das variáveis selecionadas é condensada em um número pequeno de fatores dinâmicos. Estes fatores foram incluídos como variáveis endógenas, juntamente com variáveis cujas informações não foram condensadas em fatores, em um modelo *Structural Vector Autoregression* (SVAR). Todos os coeficientes e componentes não observáveis do FAVAR foram estimados conjuntamente empregando-se o amostrador de Gibbs. A identificação dos choques exógenos foi obtida por meio de restrições de sinais, nas funções impulso-resposta das variáveis cujas informações não foram condensadas, deduzidas utilizando-se uma versão dinâmica do modelo Mundell-Fleming. Além de se obterem os impactos dos choques na política monetária e no câmbio sobre um grande número de variáveis econômicas, obtiveram-se também os seguintes resultados: os choques na política monetária, considerando-se o modelo FAVAR, têm um efeito menor no nível geral de preços e no nível da produção que em um modelo VAR; e os choques no câmbio não alteram seus impactos de forma significativa quando se comparam os resultados do FAVAR e do VAR.



## 1 INTRODUÇÃO

Este texto tem como objetivo estimar os impactos dos choques exógenos na política monetária e no câmbio sobre variáveis econômicas brasileiras, utilizando a informação contida em um grande número destas variáveis.

Para obter um modelo parcimonioso estima-se um modelo de (FAVAR), no qual a informação contida em um amplo subconjunto das variáveis selecionadas é condensada em um número pequeno de fatores dinâmicos. Estes fatores foram incluídos como variáveis endógenas, juntamente com variáveis cujas informações não foram condensadas em fatores, em um modelo (SVAR). A identificação dos choques exógenos é obtida por meio de restrições de sinais, nas funções impulso-resposta das variáveis cujas informações não foram condensadas, deduzidas utilizando-se uma versão dinâmica do modelo Mundell-Fleming. Todos os coeficientes e componentes não observáveis do FAVAR foram estimados conjuntamente empregando-se o amostrador de Gibbs.

Espera-se que a utilização de um conjunto de informações mais rico permita mensurações mais confiáveis dos efeitos dos choques na política monetária e no câmbio do que as obtidas por modelos SVAR, que, tipicamente, utilizam um conjunto de informações mais restrito. Modelos como o estimado podem ser bastante úteis para nortear a política monetária do país.

Nas análises empíricas mais recentes dos impactos dos choques da política monetária e do câmbio no país, tem sido empregada a metodologia SVAR. Uma crítica recorrente aos modelos SVAR se deve à utilização por eles de um número reduzido de variáveis, claramente inferior ao utilizado pelos formuladores da política econômica do país. Os modelos SVAR que foram estimados possuem um problema típico de falta de graus de liberdade, e, por esta razão, são estimados com um conjunto limitado e relativamente pequeno de variáveis. Como apontado por Bernanke, Boivin e Elias (2005), raramente são empregadas mais do que oito variáveis.<sup>1</sup> A utilização de modelos SVAR pode apresentar dois tipos de problemas potenciais: *i*) se o conjunto de informações, dos formuladores da política monetária não é considerado no SVAR, a medição do impacto das inovações nesta política não é totalmente crível; e *ii*) só são

---

1. Leeper, Sims e Zha (1996) conseguem incluir até 20 variáveis no SVAR ao empregar modelos SVAR bayesianos, mas seus modelos SVAR contêm tipicamente menos de 20 variáveis.

obtidas as respostas das variáveis que são incluídas no SVAR e, muitas vezes, é bastante interessante observar as respostas de um conjunto amplo de variáveis aos choques da política monetária e do câmbio.

Com um pequeno grupo de variáveis se torna difícil considerar todas as informações utilizadas pelos bancos centrais, que seguem centenas de séries de dados. Um exemplo deste problema potencial é o surgimento do *price puzzle* na literatura do SVAR convencional, em que um choque de política monetária contracionista é seguido por um aumento no nível de preços. A explicação de Sims (1992) para o *price puzzle* está baseada na omissão, pelos modelos SVAR adotados, de séries de dados que captem a pressão inflacionária futura. Sendo assim, o choque contracionista seria uma resposta antecipada a esta pressão e seria capaz de conter apenas parcialmente este aumento futuro do nível de preços. Em trabalhos como Bernanke e Mihov (1998), foi possível eliminar o *price puzzle* introduzindo-se variáveis como preços de *commodities*. Ou seja, a explicação para o *price puzzle* proposta por Sims (1992) coloca em evidência o principal problema do SVAR, o uso limitado da informação disponível.

Além dos problemas apontados há também ausência de consenso sobre a estratégia adequada para a identificação dos choques da política monetária e do câmbio. Christiano, Eichenbaum e Evans (2000) pesquisam algumas alternativas; ver também Bernanke e Mihov (1998). Identificações alternativas de inovações de política monetária e do câmbio podem levar a conclusões diferentes sobre a forma e o *timing* da resposta das variáveis macroeconômicas a estes choques. Neste artigo optou-se por utilizar restrições de sinais nas funções impulso-resposta.<sup>2</sup> Este método tem a vantagem de incorporar a incerteza a respeito de quais restrições devem ser adotadas nas relações contemporâneas entre as variáveis. Os principais pontos que podem ser questionados na utilização de restrições de sinais são: pode haver discordância sobre quais seriam os sinais corretos (qual o modelo teórico deve ser utilizado como guia na obtenção das restrições destes sinais nas funções impulso-resposta); e as restrições de sinais podem não ser suficientes para se obter a identificação dos choques exógenos nos quais se está interessado – ver, a este respeito, Paustian (2007).

Foram utilizadas séries mensais abrangendo o período após o Plano Real, de janeiro de 1999 a setembro de 2008.

---

2. Descrições desta metodologia podem ser encontradas em Faust (1998), Canova e De Nicoló (2002) e Uhlig (2005).

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma breve revisão de literatura. A seção 3 fornece informações detalhadas sobre os dados utilizados. A seção 4 apresenta a metodologia utilizada, bem como uma breve descrição da teoria e estimação do FAVAR, enfatizando suas particularidades econométricas. A seção 5 apresenta os resultados obtidos para o período analisado. A seção 6 apresenta as principais conclusões deste trabalho.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção revisa a literatura de trabalhos empíricos realizados com o mesmo propósito deste texto, estimar um VAR estrutural que utilize um amplo conjunto de variáveis.

Bernanke, Boivin e Elias (2005) aplicam a metodologia FAVAR e revisitam as evidências sobre o efeito da política monetária sobre um amplo conjunto de indicadores macroeconômicos dos Estados Unidos (EUA). Para eles há evidências de que os modelos de fatores dinâmicos são bem-sucedidos em condensar a informação contida em um amplo número de séries de tempo em um número relativamente pequeno de índices estimados ou fatores. Além disso, verificaram que no modelo FAVAR a informação contida nos fatores foi realmente importante e levou a estimativas plausíveis para as respostas de uma grande diversidade de variáveis macroeconômicas aos choques na política monetária.

Stock e Watson (2002) desenvolveram um modelo de fator dinâmico com o propósito de realizar previsões. Além disso, mostraram que as previsões baseadas em fatores superaram os modelos univariados, bem como os modelos VAR usuais. Bernanke e Boivin (2003) comprovaram que a utilização da metodologia de fatores dinâmicos pode melhorar significativamente a precisão na estimação da função impulso-resposta do modelo.

Ahmadi e Uhlig (2009) estimaram os efeitos de choques de política monetária com um modelo de autorregressão vetorial estrutural bayesiana aumentada por fatores dinâmicos (BFAVAR) e empregaram uma identificação de restrição de sinais na função impulso-resposta. Assim, a identificação exata dos choques pode ser aproximada e monitorada. Eles argumentam que a generalização da restrição de sinais supera o procedimento de identificação por meio da decomposição de Cholesky, é robusta para diferentes amostras e evita algumas anomalias associadas ao uso da decomposição de Cholesky como o *price puzzle*. Utilizam a abordagem de multimovimento do amostrador de Gibbs. Segundo eles, esta

abordagem bayesiana, além de ser simples computacionalmente, permite uma estimação mais precisa das funções impulso-resposta.

### 3 DADOS

A frequência dos dados é mensal e o período analisado vai de janeiro de 1999 a setembro de 2008. Para obter os fatores dinâmicos do modelo FAVAR, foram utilizadas 73 séries macroeconômicas coletadas em diversas fontes, descritas no apêndice B. Algumas séries nominais foram deflacionadas e outras foram expressas como porcentagem do Produto Interno Bruto (PIB). As séries que se mostraram não estacionárias foram diferenciadas até que se tornassem estacionárias. As séries com componentes sazonais foram dessazonalizadas utilizando-se modelos sazonais autorregressivos integrados de médias móveis (SARIMA) e o *software* Demetra.

O FAVAR contém também variáveis cujas informações não foram condensadas em fatores dinâmicos e que foram utilizadas para impor restrições de sinais nas funções impulso-resposta. Escolheram-se as seguintes variáveis (para uma descrição destas variáveis e das transformações feitas, veja a tabela B.1, no apêndice B): taxa de juros SELIC; câmbio nominal; IPCA; *swap* (DI pré) de 180 dias; M1; e índice da produção industrial.

### 4 METODOLOGIA

#### 4.1 O MODELO

Seja  $Y_t$  um vetor  $M \times 1$  de variáveis econômicas observáveis que fazem parte do processo gerador das variáveis macroeconômicas de um país. De acordo com a abordagem padrão na literatura monetária de VAR, em geral  $Y_t$  contém um indicador de política e medidas observáveis de atividade da economia e de preços. Neste caso, a abordagem padrão envolveria a estimação de um VAR, ou de um VAR estrutural (SVAR), ou de outro modelo multivariado de séries temporais utilizando apenas dados sobre  $Y_t$ . Contudo, informações econômicas adicionais, não totalmente captadas por  $Y_t$ , podem pertencer ao processo gerador das variáveis macroeconômicas. Suponha-se que esta informação adicional possa ser resumida por um vetor  $K \times 1$  de fatores não observados,  $F_t$ , onde  $K$  é “pequeno”. É possível interpretar os fatores não observados como variáveis que contêm a informação conjunta sobre variáveis – estado da economia, tais como “medidas da

atividade econômica” ou “medidas das condições de crédito”, que não podem ser facilmente representados por uma ou duas séries, mas que refletem a informação de uma ampla série de variáveis econômicas.

Suponha-se que a dinâmica conjunta de  $(F_t, Y_t)$ , onde o vetor  $Y_t$  contém instrumentos da política monetária e cambial do Banco Central do Brasil (BC), possa ser descrita pelas equações (1) e (2) a seguir:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

Onde:  $\Phi(L)$  é um polinômio do operador de defasagens  $L$  de ordem finita  $d$ , que pode conter uma restrição *a priori* sobre os seus valores, como na literatura de VAR estrutural. O termo de erro  $v_t$  tem média zero e matriz de covariância  $Q$ .

A equação (1) é um VAR em  $(F_t, Y_t)$ . Este sistema se reduz a um VAR padrão em  $Y_t$  se os termos que relacionam  $Y_t$  com  $F_{t-1}$  são todos nulos. Caso contrário, refere-se a equação (1) como um modelo de autorregressão vetorial aumentada por fatores dinâmicos ou FAVAR. O modelo VAR pode ser considerado um caso particular de FAVAR, o que permite uma fácil comparação dos resultados destes dois modelos, bem como fornece uma maneira de avaliar a contribuição marginal das informações suplementares contidas em  $F_{t-1}$ . É importante observar que se o sistema é um verdadeiro FAVAR, a estimação de (1) como um sistema VAR padrão em  $Y_t$  – isto é, com fatores omitidos – conduzirá, em geral, a estimativas viesadas dos coeficientes do VAR e de funções destes coeficientes, tais como a função impulso-resposta.

Parafraseando Bernanke e Boivin (2005), a equação (1) não pode ser estimada diretamente porque o fator  $F_t$  é não observável. No entanto, uma vez que foram interpretados os fatores como a representação de forças que podem afetar muitas variáveis econômicas, é possível inferir algo sobre os fatores a partir das observações de diversas séries temporais econômicas. Para ser mais específico, supõe-se que se tenha à disposição certa quantidade de série temporais “informativas”, coletivamente denotadas pelo vetor  $X_t$  de tamanho  $N \times 1$ . O número de séries informativas  $N$  é “grande” (em particular,  $N$  pode ser maior do que  $T$ , o número de observações amostrais), e supõe-se que este será muito maior do que o número de fatores dinâmicos e de variáveis observadas cujas informações não foram condensadas no FAVAR ( $K + M \ll N$ ). Admite-se que as séries de tempo informativas  $X_t$  estão relacionadas aos fatores dinâmicos não observáveis  $F_t$ , bem como às variáveis observáveis  $Y_t$  por meio da seguinte equação:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (2)$$

Onde:  $\Lambda^f$  é uma matriz de cargas fatoriais  $N \times K$ ,  $\Lambda^y$  é uma matriz de cargas fatoriais  $N \times M$ ; e  $e_t$  é um vetor dos erros  $N \times 1$ , com média zero e não correlacionado contemporânea e serialmente. A equação (2) captura a ideia de que,  $Y_t$  e  $F_t$ , que em geral podem ser correlacionados, representam as forças comuns que impulsionam a dinâmica de  $X_t$ . Condicionais em  $Y_t$ , os  $X_t$  são, portanto, medidas ruidosas dos fatores observados subjacentes ( $F_t$ ). A implicação da equação (2) – que  $X_t$  depende apenas dos valores correntes e não dos valores defasados dos fatores dinâmicos – não é restritiva na prática, uma vez que  $F_t$  pode ser interpretado como arbitrário, incluindo defasagens dos fatores fundamentais. Desse modo, Stock e Watson (1999) referem-se à equação (2) – sem as variáveis observáveis – como um modelo de fator dinâmico.

Bernanke, Boivin e Elias (2005) adotaram duas abordagens para estimação das equações (1) e (2). A primeira consiste em uma abordagem de componentes principais em duas etapas, que fornece uma maneira não paramétrica de descobrir o espaço gerado por componentes principais,  $C = (F_t, Y_t)$ , na equação (2). A segunda consiste em uma etapa única por meio de um procedimento de estimação bayesiano que utiliza o amostrador de Gibbs. Neste texto, optou-se pela segunda metodologia.

O procedimento bayesiano de estimação conjunta foi desenvolvido por Gelman e Geman (1984), Gelman e Rubin (1992), Carter e Kohn (1994), e pesquisado por Kim e Nelson (1999). Sua aplicação em modelos de fatores dinâmicos é discutida em Elias (2002). Kose, Otrok e Whiteman (2003) utilizaram uma metodologia similar em estudos de ciclos de negócios internacionais. O procedimento do amostrador de Gibbs prevê uma aproximação empírica da densidade amostral *a posteriori* dos fatores e dos parâmetros via um algoritmo de amostragem iterativo. Para tanto, implementou-se uma versão “multimovimento” deste algoritmo, em que os fatores são amostrados como condicionais nas mais recentes simulações dos parâmetros do modelo, e então os parâmetros são simulados também como condicionais nas mais recentes simulações dos fatores. Como a literatura estatística tem mostrado, e Bernanke, Boivin e Elias (2005) comprovam, este procedimento bayesiano, dado pela aproximação marginal da verossimilhança a partir das densidades empíricas, ajuda a contornar o problema da alta dimensionalidade do modelo. Além disso, os autores também garantem que o algoritmo do amostrador de Gibbs é confiável para traçar a forma da verossimilhança conjunta, até mesmo quando esta é irregular e complicada.

## 4.2 A IDENTIFICAÇÃO DO FATOR

Antes de avançar, é preciso discutir as restrições que permitem a identificação da equação (2), especificamente as restrições (suficientes) para se identificarem os fatores dinâmicos e as cargas associadas.

Na estimação conjunta por verossimilhança, implementada pelo amostrador de Gibbs, os fatores dinâmicos são estimados utilizando-se tanto a equação das observações (2) como a equação de transição (1).

Para identificar os fatores  $F_t$ , é necessário impedir rotações possíveis que tomam a seguinte forma:  $F_t^* = AF_t - BY_t$ , onde  $A$  é  $K \times K$  e não singular, e  $B$  é  $K \times M$ . Substituindo  $F_t$  em (2) pelo lado direito da seguinte equação:

$$F_t = A^{-1}F_t^* + A^{-1}BY_t$$

$$\text{Obtém-se: } X_t = \Lambda^f A^{-1}F_t^* + (\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B) Y_t + e_t \quad (3)$$

A identificação única de fatores e suas cargas exigem que  $\Lambda^f A^{-1} = \Lambda^f$  e que  $\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B = \Lambda^y$ . Ou, seja é preciso que a equação (3) não seja diferente da equação (2).

Para que isso ocorra, as restrições  $\Lambda^f A^{-1} = \Lambda^f$  e  $\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B = \Lambda^y$  devem ser atendidas. Portanto é necessário definir as restrições de identificação que serão adotadas. Para que a condição de identificação  $\Lambda^f A^{-1} = \Lambda^f$  seja verdadeira, é suficiente impor a restrição de que as  $k$  primeiras linhas da matriz de cargas fatoriais sejam iguais à identidade.

$$\text{Seja } \Lambda^f = \begin{bmatrix} I_k \\ P_{(N-k) \times k} \end{bmatrix}, \text{ então } \Lambda^f A_{K \times K}^{-1} = \begin{bmatrix} A^{-1} \\ PA^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_k \\ PA^{-1} \end{bmatrix} = \tilde{\Lambda}^f \text{ e, portanto,}$$

$$A^{-1} = I_k. \text{ Ou seja, } \Lambda^f = \tilde{\Lambda}^f \text{ e } \Lambda^f = \Lambda^f A^{-1}.$$

Analisando-se agora a segunda condição de identificação dada por  $\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B = \Lambda^y$ , e dado que  $A^{-1} = I$  (devido à restrição imposta acima), tem-se como resultado  $\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B = \Lambda^y + \Lambda^f B = \tilde{\Lambda}^y$ , e com isso:

$$\Lambda^f B = \underbrace{\begin{bmatrix} I_K \\ P_{(N-K) \times K} \end{bmatrix}}_{\Lambda^f} \cdot B_{K \times M} = \begin{bmatrix} B_{K \times M} \\ PB \end{bmatrix}$$

Então, uma restrição de identificação suficiente para que a segunda condição de identificação seja satisfeita é impor que as  $k$  primeiras linhas de  $\Lambda^y$  e de  $\tilde{\Lambda}^y$  sejam compostas por zeros:

$$\Lambda^f B = \begin{bmatrix} B \\ PB \end{bmatrix}$$

$$\Lambda^y = \begin{bmatrix} 0_{K \times M} \\ R_{(N-K) \times M} \end{bmatrix} \text{ e } \tilde{\Lambda}^y = \begin{bmatrix} 0_{K \times M} \\ H \end{bmatrix}$$

$$\text{Logo: } \tilde{\Lambda}^y = \underbrace{\begin{bmatrix} 0_{K \times M} \\ R \end{bmatrix}}_{\Lambda^y} + \underbrace{\begin{bmatrix} B_{K \times M} \\ PB \end{bmatrix}}_{\Lambda^f B} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0_{K \times M} \\ H \end{bmatrix}}_{\tilde{\Lambda}^y}$$

Considerando as  $K$  primeiras linhas das matrizes acima, é possível verificar que:

$$0_{K \times M} + B_{K \times M} = 0_{K \times M} \text{ e } B_{K \times M} = 0_{K \times M}$$

$$\text{Então, } \begin{bmatrix} B \\ PB \end{bmatrix} = \Lambda^f B = 0_{N \times M}$$

$$\text{Ou seja: } \Lambda^y = \tilde{\Lambda}^y$$

Impondo-se as restrições acima não há rotação possível, ou seja,  $F^* = F$  e os fatores da equação (2) são identificáveis. Estas restrições sobre os blocos das matrizes de cargas fatoriais são condições suficientes para a identificação única dos fatores.

Sumariando, as restrições suficientes para a identificação da equação (2) são: o bloco superior  $K \times K$  de  $\Lambda^f$  é restrito para ser uma matriz identidade; e o bloco superior  $K \times M$  de  $\Lambda^y$  é restrito para ser composto por zeros.

As hipóteses de identificação anteriores restringem os canais pelos quais os  $Y_t$  afetam contemporaneamente os  $X_t$ . No entanto, a escolha do bloco de linhas que será igual a uma matriz identidade não deve afetar o espaço gerado pelos fatores estimados.

A escolha específica deste bloco de linhas, no entanto, elimina o impacto contemporâneo de  $Y_t$  sobre  $k$  variáveis pertencentes a  $X_t$ , e, portanto, estas variáveis de  $X_t$  devem ser escolhidas para que sejam aquelas que, se acredita, não respondam às inovações contemporâneas em  $Y_t$ .

### 4.3 O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Para a estimativa de modelos FAVAR, Bernanke, Boivin e Elias (2005) apresentam duas abordagens. A primeira é a estimativa em duas etapas com base na abordagem de componentes principais, e a segunda é um procedimento de estimação bayesiano por verossimilhança, conhecido na literatura como multimovimento do amostrador de Gibbs. Neste trabalho, foi empregada a segunda abordagem, que será detalhada a seguir.

#### 4.3.1 Estimação por meio do amostrador de Gibbs

O amostrador de Gibbs é utilizado para obter uma amostra das distribuições *a posteriori* e é definido essencialmente como um esquema iterativo de amostragem de uma cadeia de Markov cujo núcleo de transição é formado pelas distribuições condicionais (GAMERMAN, 1996). Em uma análise bayesiana as informações existentes sobre os parâmetros de interesse são incorporadas no modelo por meio das distribuições *a priori* destes parâmetros.

Para estimar conjuntamente as equações (1) e (2) o modelo foi colocado em espaço de estados:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (A1)$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t \quad (A2)$$

Onde  $Y_t$  é um vetor  $M \times 1$  de variáveis econômicas observáveis, cujas propriedades dinâmicas são de grande interesse;  $F_t$  é um vetor  $K \times 1$  de fatores dinâmicos não observados; e  $X_t$  é um vetor  $N \times 1$  de séries temporais que incorpora informação sobre os fatores dinâmicos não observados. As cargas  $\Lambda^f$  e  $\Lambda^y$  são restritas, conforme discutido anteriormente. O vetor de erros  $e_t$  e  $\nu_t$  são  $N \times 1$  e  $(K+M) \times 1$ , respectivamente, e têm as seguintes distribuições  $e_t \sim N(0, R)$  e  $\nu_t \sim N(0, Q)$ , com  $e_t$  e  $\nu_t$  independentes e  $R$  diagonal.

A equação (A1) é a equação da medida ou das observações, enquanto (A2) é a equação de transição.

Seguindo um enfoque bayesiano, os parâmetros do modelo

$\theta = (\Phi(L), \Lambda^f, \Lambda^y, R, Q)$  serão tratados como variáveis aleatórias. A estimação destes parâmetros e dos fatores não observados  $F_t$  é realizada por um procedimento conhecido na literatura como mutimovimento do amostrador de Gibbs (CARTER e KOHN, 1994).

Mais resumidamente, seja  $Z_t = (X_t, Y_t)$ ,  $\varepsilon_t = (e_t, \mathbf{0})$  e  $G_t = (F_t, Y_t)$ , então as equações (A1) e (A2) podem ser reescritas como:

$$Z_t = \Lambda G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$G_t = \Phi(L)G_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Onde  $\Lambda$  tem como parâmetros desconhecidos as matrizes de cargas fatoriais, composta por  $\Lambda^f$  e  $\Lambda^y$ , e  $P = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$  é a matriz de covariância de  $\varepsilon_t = (e_t, \mathbf{0})$ . Para esta exposição, admite-se que a ordem  $d$  de  $\Phi(L)$  seja igual a um, caso contrário, (4) poderia ser reescrita de uma maneira padrão para expressá-la como um processo de primeira ordem de Markov. Ou seja, a probabilidade de transição entre os estados em um intervalo de tempo também discreto depende apenas do estado corrente e do estado seguinte (ELIASZ, 2002).

Seja  $\tilde{X}_t = (X_1, X_2, \dots, X_t)$  a história de  $X$  entre o período 1 e o período  $T$ . Então pode-se definir  $\tilde{F}_t = (F_1, F_2, \dots, F_t)$ . A análise bayesiana trata os parâmetros do modelo como variáveis aleatórias, e o que desejamos é denominar as densidades marginais *a posteriori* de  $\tilde{F}_t$  e  $\theta$ , respectivamente:

$$p(\tilde{F}_t) = \int p(\tilde{F}_t, \theta) d\theta \quad (6)$$

$$p(\theta) = \int p(\tilde{F}_t, \theta) d\tilde{F}_t \quad (7)$$

Onde  $p(\tilde{F}_t, \theta)$  é a densidade *a posteriori* conjunta de  $\tilde{F}_t$  e  $\theta$ , e as integrais são tomadas em relação a  $\tilde{F}_t$  e  $\theta$ , respectivamente. Dadas estas densidades marginais *a posteriori*, a estimação de  $\tilde{F}_t$  e  $\theta$  pode ser obtida pela moda das distribuições empíricas correspondentes às densidades especificadas pelas equações (6) e (7).

Para obter aproximações empíricas para essas densidades foi aplicado o método de multimovimento do amostrador de Gibbs para o modelo em espaço de estado dado

pelas equações (4) e (5).

A metodologia do amostrador de Gibbs é descrita sumariamente a seguir.

1. Escolhe-se um conjunto de valores iniciais para os parâmetros  $\theta = (\Phi(L), \Lambda, P, Q)$  chamado  $\theta^{(0)}$ .
2. Condicionado no  $\theta^{(0)}$  e nos dados  $\tilde{X}_T$  extrai-se um conjunto de valores para  $\tilde{F}_T$ , digamos  $\tilde{F}_T^{(1)}$  da densidade condicional  $p(\tilde{F}_T / \tilde{X}_T, \theta^{(0)})$ .
3. Condicionado nos valores da amostra e em  $\tilde{F}_T^{(1)}$ , extrai-se um valor para o parâmetro  $\theta$ , digamos  $\theta^{(1)}$ , a partir da distribuição condicional  $p(\theta / \tilde{X}_T, \tilde{F}_T^{(1)})$ .

Repita as etapas 2 e 3 para gerar iterações e estas são repetidas até que as distribuições empíricas de  $\tilde{F}_T^{(s)}$  e  $\theta^{(s)}$  converjam.

Tem sido demonstrado, como em Gelman e Geman (1984) que à medida que o número de iterações  $S \rightarrow \infty$ , as distribuições marginal e conjunta dos valores amostrados de  $\tilde{F}_T^{(s)}$  e  $\theta^{(s)}$  convergem a uma taxa exponencial para os valores amostrados pelas verdadeiras distribuições. Na prática, porém, a convergência pode ser lenta e deve ser cuidadosamente verificada, por exemplo, utilizando-se valores iniciais alternativos.

A seguir são apresentados mais detalhes sobre cada etapa.

Passo 1: escolha de  $\theta^{(0)}$

Em geral, pode-se tentar uma variedade de valores iniciais para os parâmetros para verificar se são geradas distribuições empíricas semelhantes. Como argumentam Gelman e Rubin (1992), uma única sequência do amostrador de Gibbs, mesmo que aparentemente convergente, pode dar “uma falsa sensação de segurança”. Ao mesmo tempo, quando se tem um “problema grande”, em que a capacidade computacional fica restrita, uma escolha criteriosa de  $\theta^{(0)}$  pode ser aconselhável. Uma escolha óbvia é usar as estimativas dos parâmetros obtidos a partir das estimativas dos componentes principais de (A1) e dos parâmetros do VAR de (A2) via mínimos quadrados ordinários (MQO). No caso deste estudo, foram obtidas estimativas iniciais de  $\Phi(L)$  (matriz de coeficientes autorregressivos do FAVAR) e das matrizes  $Q$  e  $P$ . As estimativas para as cargas fatoriais

foram obtidas impondo-se as restrições de identificação apresentadas anteriormente. O bloco superior  $k \times (k+M)$  das cargas fatoriais foi restrito para satisfazer  $[I_k, 0_{k \times M}]$ .

Essas estimativas foram usadas como valores iniciais para  $\theta$  nas recursões descritas a seguir.

Passo 2: extração da distribuição condicional  $P(\tilde{F}_t / \tilde{Z}_t, \theta^{(s)})$

Com o modelo em espaço de estados – equações (4) e (5) –, dados  $\theta^{(s)}$ ,  $\tilde{Z}_t$ , e adotando como *a priori* para cada elemento do vetor de estados uma distribuição normal independente com média zero e variância igual a 4, o vetor  $\tilde{F}_t$  (um subconjunto do vetor de estados  $G_t$ ), em cada período  $t$ , terá uma distribuição *a posteriori* normal multivariada com média e variância dadas pelos seus respectivos valores suavizados obtidos via filtro de Kalman (HARVEY, 1994; KIM e NELSON, 1999). Por meio de uma extração desta distribuição normal multivariada obtém-se  $\tilde{F}_t^{(s)}$ , ou seja, uma extração da distribuição  $p(\tilde{F}_t / \tilde{Z}_t, \theta^{(s)})$ , e obtém-se também  $\tilde{G}_t^{(s)}$  (que é composto por  $\tilde{F}_t^{(s)}$  e por  $\tilde{Y}_t$ ).

Passo 3: extração da distribuição condicional  $p(\theta / \tilde{Z}_t, \tilde{F}_t^{(s)})$

Condicional aos dados observados, em  $\tilde{F}_t^{(s)}$  obtido na iteração anterior, e *a priori* é feita uma nova extração do parâmetro  $\theta$ ,  $\theta^{(s)}$ . Esta extração é feita nas etapas listadas a seguir.

1) Extração de  $\Lambda$  e  $P$ :

Considerando-se o sistema de equações (2) apresentado nesta seção e a densidade *a priori* conjunta adotada, pode-se obter as distribuições condicionais que permitirão extrações de  $\tilde{\Lambda} = [\Lambda^f \ \Lambda^y]$  e  $R$ , lembrando que a matriz de covariância dos resíduos deste sistema de equações, denominada  $R$  (a parte não fixa de  $P$ ), é diagonal e, portanto, que o sistema pode ser estimado equação por equação (não se trata de um contexto de SUR). Seja  $\tilde{\Lambda}_i$  uma linha da matriz  $\tilde{\Lambda}$  e  $X_i$  uma coluna de  $\tilde{X}'_T$ . Adota-se como função densidade *a priori* conjunta para  $R_{ii}$  e  $\tilde{\Lambda}_i$  uma densidade normal-gama 2 inversa,  $\varphi(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii}) = f_{ngi}(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii} | \beta, \xi, s, \nu)$ .

Onde:  $\beta = 0$ ;  $\xi = I_{k+M} * (1/4)$ ;  $s = 0,02$  e  $\nu = 0,02$

Adotando a função densidade *a priori* conjunta, descrita anteriormente, obtém-se que a função densidade *a posteriori* condicional  $p(R_{ii}^{-1}/\tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, \nu)$  é dada por (BAUWENS, LUBRANO e RICHARD, 1999):

$$p(R_{ii}^{-1}/\tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, \nu) = G(\bar{R}_{ii}/2, (2/(0,02 + T)))$$

Onde:

$\hat{\Lambda}_i$  é a estimativa de  $\tilde{\Lambda}_i$  obtida via MQO, utilizando a especificação da equação (2) e dados  $\tilde{G}_T^{(s)}$  e  $\tilde{X}_T$ .

$$e_i^{(s)} = X_i - \tilde{G}_T^{(s)'} \hat{\Lambda}_i$$

$$\bar{R}_{ii} = 0,02 + (e_i^{(s)'} e_i^{(s)}) + \hat{\Lambda}_i (\xi^{-1} + (\tilde{G}_T^{(s)} \tilde{G}_T^{(s)'})^{-1}) \hat{\Lambda}_i'$$

Lembra-se que as primeiras  $k$  linhas de  $\tilde{\Lambda}$  são fixas devido às hipóteses de identificação. Adotando a função densidade *a priori* conjunta, descrita anteriormente, obtém-se que a função densidade *a posteriori* condicional  $p(\tilde{\Lambda}_i/R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, \nu)$ , para  $i > k$ , é dada por (BAUWENS, LUBRANO e RICHARD, 1999):

$$p(\tilde{\Lambda}_i/R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{F}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, \nu) = N((\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'})^{-1} * \tilde{F}_T^{(s)} X_i, R_{ii} (\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'})^{-1})$$

II) Extração de  $\Phi(L)$  e  $Q$  utilizando a equação (5) definida anteriormente:

De acordo com Kadiyala e Karlsson (1997), a distribuição *a priori* de Jeffrey (GEISSER, 1965; TIAO e ZELLNER, 1964) conjunta para  $\Phi(L)$  e  $Q$  é dada por:

$$p(\Phi(L), Q) \propto |Q|^{-(K+M+1)/2}$$

As distribuições condicionais *a posteriori* para  $\Phi(L)$  e  $Q$ , adotando-se *a priori* de Jeffrey, são dadas por:

$$\Phi(L) | Q, \tilde{G}_T^{(s)} \sim N(\hat{\Phi}(L), Q \otimes (\tilde{G}_T^{(s)} \tilde{G}_T^{(s)'})^{-1})$$

$$Q | \tilde{G}_T^{(s)} \sim iW((\tilde{G}_T^{(s)} - \hat{\Phi}(L) \tilde{G}_{T-1}^{(s)}) (\tilde{G}_T^{(s)} - \hat{\Phi}(L) \tilde{G}_{T-1}^{(s)})', T-p)$$

Por meio das etapas I e II completa-se a extração de  $\theta^{(s)}$ , ou seja, obtém-se uma nova extração da distribuição condicional  $p(\theta/\tilde{Z}_T, \tilde{F}_T^{(s)})$ .

Passo 4: dado  $\theta^{(s)}$ , obtenha uma extração da função impulso-resposta (FIR<sup>(s)</sup>) que satisfaça às restrições impostas pela teoria econômica.

Apresenta-se a seguir a versão estrutural da equação (5) (que passa a ser um VAR estrutural) adotada.

$$HG_T = H\Phi(L)G_{T-1} + H\nu_T$$

Onde:  $H$  é a inversa da transposta da decomposição de Cholesky da matriz  $Q$  (a matriz de covariância de  $\nu_t$ ).

A matriz  $H$  é triangular inferior, de posto completo, com números positivos na diagonal principal. Nota-se que  $H^{-1} \cdot (H^{-1})^{-1} = Q$  e que  $cov(H\nu_t) = I$ . Ou seja, os resíduos da versão estrutural da equação (5) não são contemporaneamente correlacionados e têm desvio padrão padronizado e igual a 1.

A simulação da função impulso-resposta com restrições de sinais será feita de acordo com as etapas descritas a seguir.

1. Dado  $\theta^{(s)} = (\Phi(L)^{(s)}, \Lambda_f^{(s)}, \Lambda_y^{(s)}, R^{(s)}, Q^{(s)})$  obtenha  $B^{(s)}$ , definida aqui como a inversa da transposta da decomposição de Cholesky de  $Q^{(s)}$ .
2. Obtenha uma extração de  $H, H^{(s)}$ , seguindo o procedimento descrito a seguir. Seja  $\tilde{W}^{(s)}$  uma matriz  $(M+K) \times (M+K)$  cujos elementos são números aleatórios extraídos de uma distribuição normal univariada padrão e seja  $J^{(s)}$  uma decomposição  $QR$  da matriz  $\tilde{W}^{(s)}$  normalizada para se ter todos os elementos da diagonal principal positivos. Ponha-se  $J^{(s)} B^{(s)} = H^{(s)}$ . Então  $(H^{(s)})^{-1} (H^{(s)})^{-1} = Q^{(s)}$ , já que  $J^{(s)} J^{(s)} = I$  e  $H^{(s)}$  permite obter um VAR estrutural consistente com a forma reduzida estimada cuja matriz de covariância dos resíduos (extraída) é igual a  $Q^{(s)}$ .
3. Dados  $H^{(s)}$  e  $\Phi(L)^{(s)}$  compute a função impulso-resposta do VAR estrutural, denominada aqui  $FIR^{(s)}$ .
4. Se a  $FIR^{(s)}$  satisfaz as restrições de sinais impostas pelo modelo econômico (modelo Mundell-Fleming Dinâmico), mantenha-a, caso contrário, descarte-a.

Os passos 2 - 4 são repetidos até que se tenha um número de  $FIR^{(s)}$  aceitas igual a 1 mil.

#### 4.3.2 A identificação dos choques

As restrições de sinais foram extraídas do modelo Mundell-Fleming estocástico dinâmico.<sup>3</sup> A tabela 1, a seguir, resume as restrições de sinais sobre as funções impulso-resposta utilizadas para identificar os choques de política monetária e da taxa de câmbio real.<sup>4</sup>

3. O modelo Mundell-Fleming estocástico dinâmico está descrito no apêndice B e é idêntico ao apresentado em Lima, Maka e Alves (2009).

4. O  $\log$  da taxa de câmbio real é definido como  $q_t = s_t + p_t^* - p_t$ , onde  $s_t$  é o  $\log$  da taxa de câmbio nominal e  $p_t (p_t^*)$  é o  $\log$  do nível geral de preços doméstico (estrangeiro). Foi assumido que o nível de preços estrangeiro é constante, de maneira que uma restrição sobre a taxa de câmbio real traduz-se em uma restrição sobre  $s_t - p_t$ .

TABELA 1  
Restrições de sinal usadas para identificar o modelo FAVAR

Tipo de choque	Resposta das variáveis				
	SELIC	IPCA	Produção	M1	Taxa câmbio real (R\$)
Política monetária	$\geq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$
Taxa de câmbio	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$

De acordo com a tabela 1, após um choque de política monetária “contracionista”, a taxa de juros não cai, e o nível de preços, a produção, o estoque de M1 e a taxa de câmbio real não aumentam (restrições impostas às respostas de 1 a 5 passos à frente). Ainda, após choque na taxa de câmbio, os valores da taxa de juros, do nível de preços, da produção e do estoque de M1 não caem, e ocorre uma apreciação da taxa de câmbio real (depreciação da moeda doméstica) nas respostas de 1 a 5 passos à frente do choque.

As respostas das variáveis aos choques na política monetária e na taxa de câmbio, estimadas com restrições de sinais, são apresentadas nas figuras 1 e 2. Nelas são apresentadas as medianas das respostas, bem como as bandas de probabilidade de 68% para um horizonte de 24 meses após os choques.

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

### 5.1 COMPARAÇÕES ENTRE VAR E FAVAR

Para analisar os possíveis ganhos obtidos com a introdução de um amplo conjunto de variáveis, foram feitas comparações entre as funções impulso-resposta estimadas via um FAVAR estrutural (com 79 variáveis) e aquela obtida pela estimação de um modelo VAR estrutural (com seis variáveis: Selic, câmbio, IPCA, *swap*, produção industrial e M1). Em ambos os casos a identificação dos choques foi obtida por restrições de sinais sobre as funções impulso-resposta.

No modelo VAR utilizaram-se duas defasagens das variáveis (escolhidas utilizando-se o critério de informação de Schwarz), enquanto no modelo FAVAR foram obtidos resultados para defasagens de um a quatro. Quanto ao número de fatores, foram obtidos resultados utilizando-se de dois a quatro fatores.<sup>5</sup> Como a alteração no número de fatores não alterou substancialmente as funções impulso-resposta do modelo FAVAR,

5. Bai e Ng (2002) desenvolveram critérios para a escolha do número ótimo de fatores para se extrair as informações contidas em um conjunto de dados,  $X_t$ . No entanto, os critérios adotados por eles não são diretamente aplicáveis aos modelos FAVAR.

optou-se por apresentar os resultados com dois fatores dinâmicos e para defasagens de duas a quatro. As funções impulso-resposta que permitem comparar os dois modelos são apresentadas nas figuras 1 e 2.

Quando foi incluído um conjunto de informações mais amplo, não houve diferenças muito significativas na resposta das variáveis a um choque na taxa de câmbio. No entanto, um choque contracionista da política monetária apresentou, no modelo FAVAR, um menor impacto na redução do nível de preços e uma queda menos persistente no nível de atividade econômica. No modelo FAVAR os choques de política monetária se mostraram menos impactantes quando comparados aos do modelo VAR. No modelo VAR os choques típicos de política monetária provocam oscilações mais fortes no nível de preços do que no modelo FAVAR.

## 5.2 EFEITOS DOS CHOQUES EM ALGUMAS VARIÁVEIS ECONÔMICAS SELECIONADAS

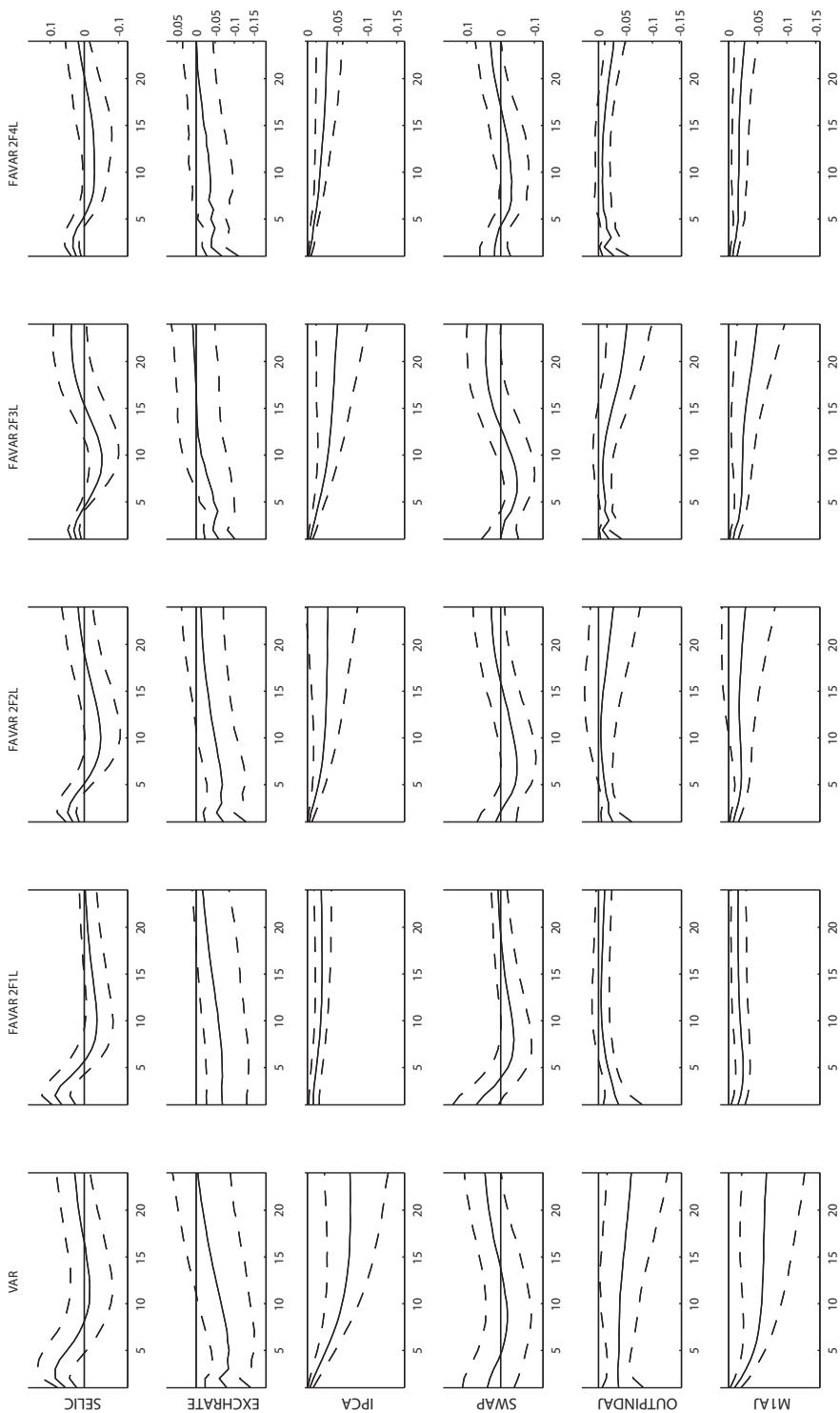
Como o número de variáveis do modelo é muito grande optou-se por analisar o impacto dos choques apenas em um subconjunto das variáveis utilizadas: *emerging markets bond index plus* (EMBI Plus); *spread* pessoa física; *spread* pessoa jurídica; operações de crédito ao setor privado (indústria); operações de crédito ao setor privado (comércio); operações de crédito ao setor privado (pessoas físicas); pessoal empregado na indústria; horas trabalhadas na indústria; índice de *commodities* (grãos, oleaginosas e frutas); inflação segundo o Índice de Preços no Atacado (IPA); inflação segundo o Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M); e utilização da capacidade instalada na indústria.

Como a sensibilidade dos resultados em relação ao número de fatores e ao número de defasagens é pequena para as variáveis selecionadas, mostram-se os resultados com o número de fatores fixo e com duas defasagens. Os resultados para um choque de política monetária são apresentados na figura 3 e os para um choque na taxa de câmbio na figura 4. Conforme mencionado anteriormente, uma vantagem da abordagem FAVAR é que a função impulso-resposta pode ser construída para qualquer variável do conjunto de dados informativos, ou seja, para qualquer elemento de  $X_t$ . As figuras contêm a mediana das respostas, bem como as bandas de probabilidade de 68% para um horizonte de até 12 meses após os choques. No entanto torna-se importante observar que nas funções impulso-resposta apresentadas nas figuras 3 e 4, os valores das variáveis foram integrados para os valores em nível das mesmas, ou seja, para as escalas originais observadas antes das diferenciações adotadas.

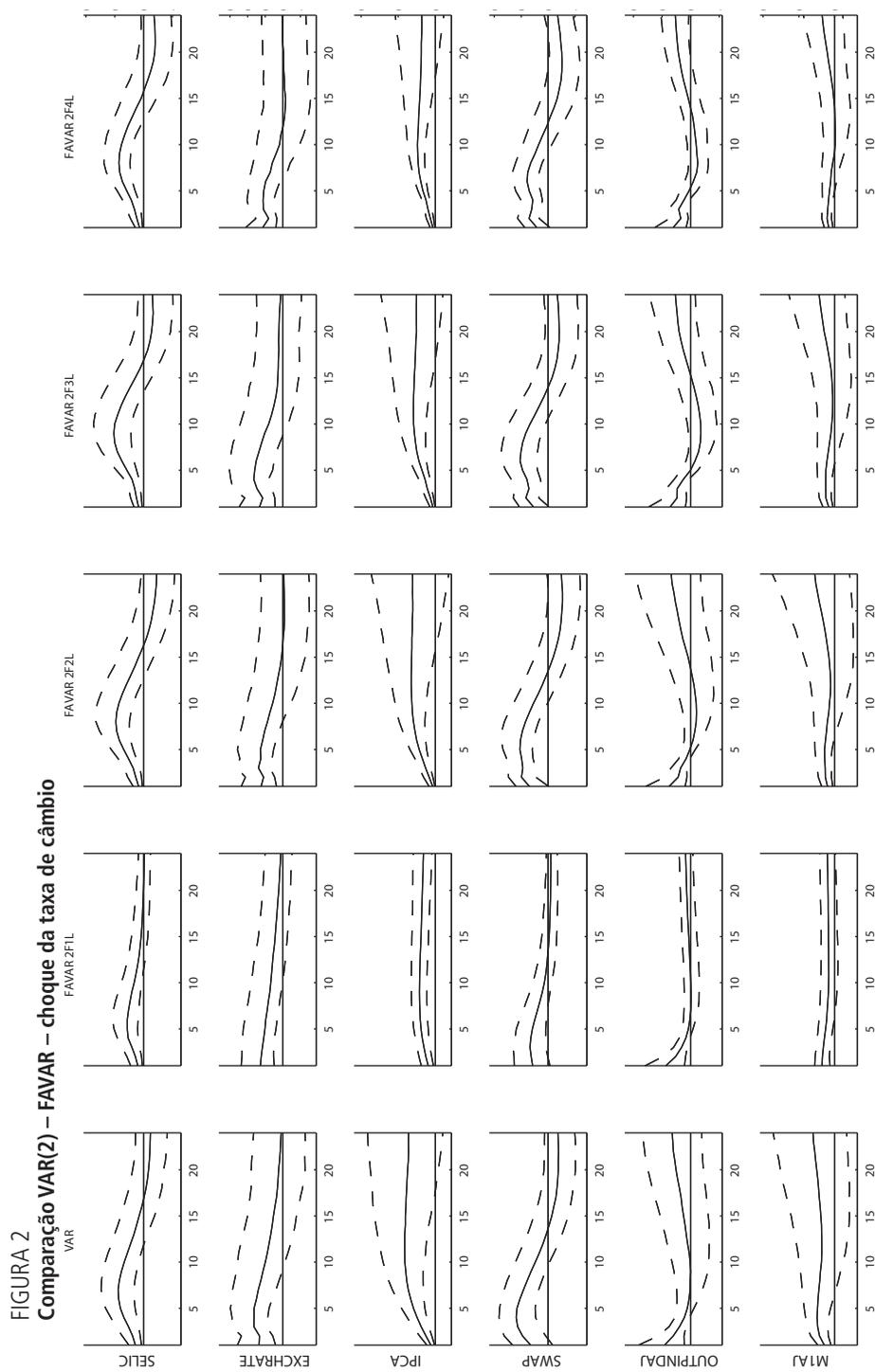
Na figura 3 nota-se que um choque restritivo de política monetária provoca um aumento no EMBI Plus, uma redução no *spread* da pessoa física e no *spread* da pessoa jurídica. A utilização de capacidade, o IPA, o IGP-M e os empréstimos aos setores da indústria e do comércio também diminuem. As demais variáveis não apresentam respostas significativas. As respostas significativas são consistentes com o esperado.

As respostas a um choque positivo na taxa de câmbio são apresentadas na figura 4. Verifica-se que os índices de preços (IPA e IGP-M), os *spreads* (pessoa física e jurídica), a utilização de capacidade e os empréstimos à indústria e ao comércio aumentam. O índice de preços das *commodities* cai. As operações de crédito para a pessoa física caem. As demais variáveis selecionadas não apresentam respostas significativas. Novamente, as respostas significativas aos choques são consistentes com o esperado.

FIGURA 1  
Comparação VAR (2) – FAVAR – choque de política monetária

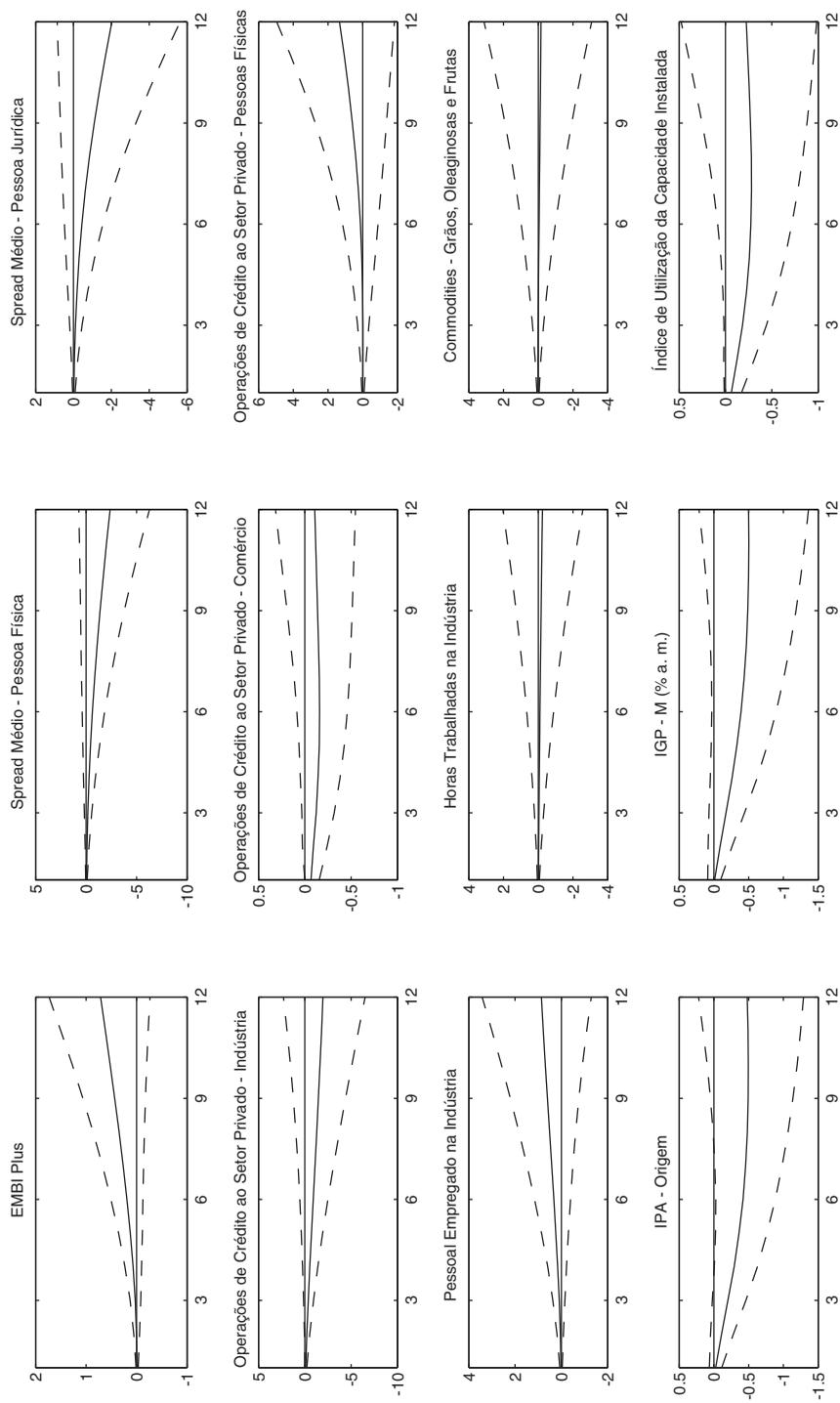


Elaboração dos autores.

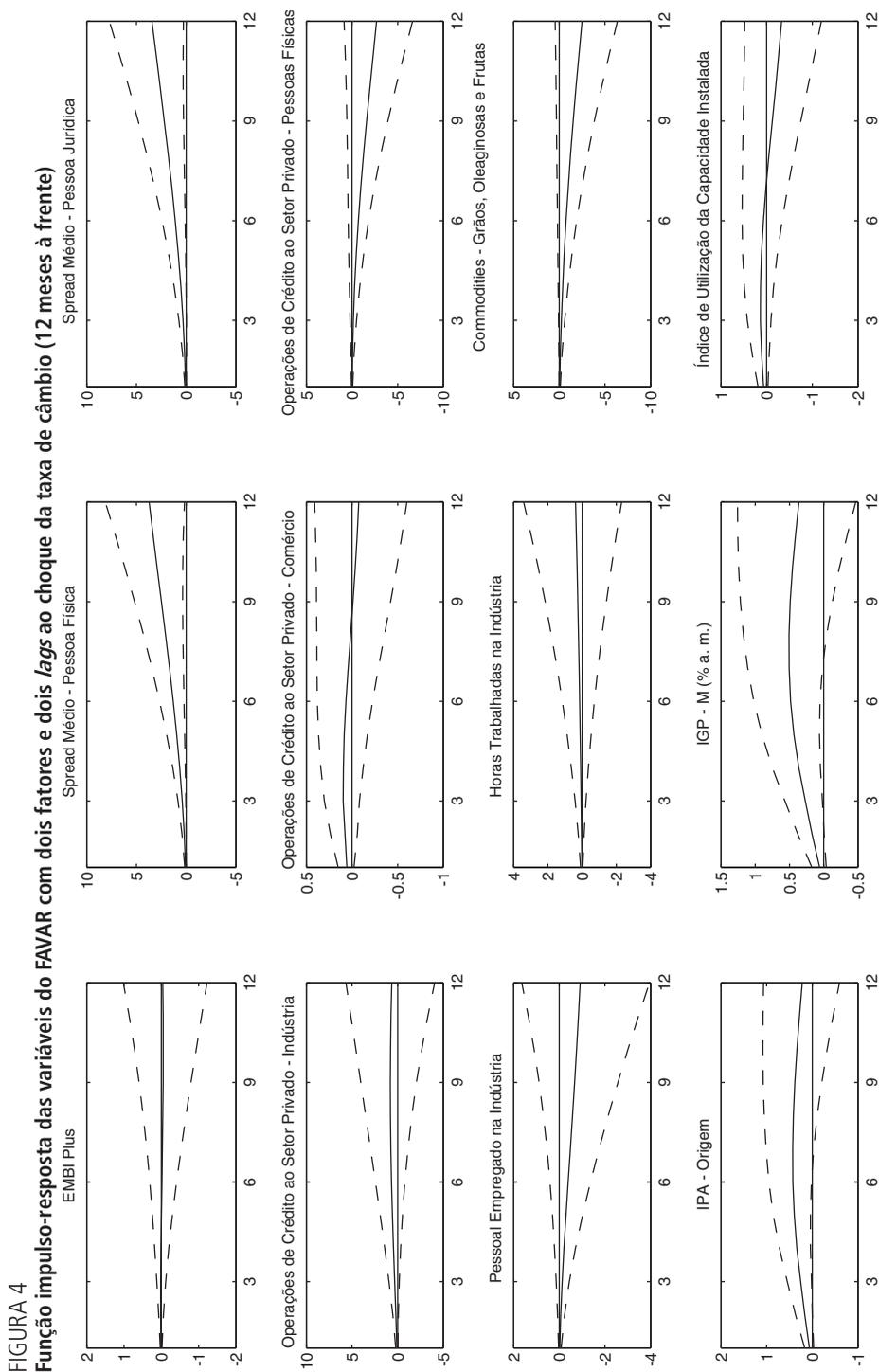


Elaboração dos autores.

**FIGURA 3**  
**Função impulso-resposta das variáveis do FAVAR com dois fatores e dois lags ao choque de política monetária (12 meses à frente)**



Elaboração dos autores.



Elaboração dos autores.

## 6 CONCLUSÕES

Este texto analisou os impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil por meio de um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos, utilizando a informação contida em um conjunto amplo de variáveis econômicas brasileiras. A identificação dos choques exógenos foi obtida por restrições de sinais, nas funções impulso-resposta das variáveis cujas informações não foram condensadas, deduzidas utilizando-se uma versão dinâmica do modelo Mundell-Fleming.

Verificou-se que os choques na política monetária, considerando o modelo FAVAR, tiveram um efeito muito menor no nível geral de preços e no nível da produção que em um modelo VAR; e que os choques no câmbio não alteraram seus impactos de forma significativa quando foram comparados os resultados do FAVAR e do VAR.

### REFERÊNCIAS

- AHMADI, A. P.; UHLIG, H. **Measuring the effects of a shock to monetary policy: a Bayesian factor-augmented VAR approach with sign restrictions**. 2009. (Mimeographed).
- BAI, J.; NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, v. 70, p. 191-221, 2002.
- BAUWENS, L.; LUBRANO, M.; RICHARD, J. F. **Bayesian inference in dynamic econometrics models, advanced texts in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J. Monetary policy in a data-rich environment. **Journal of Monetary Economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, Feb. 2005.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, p. 869-902, Aug. 1998.
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- CANOVA, F.; DE NICOLÓ, G. Money matters for business cycle fluctuations in the G7. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 1.131-1.159, 2002.
- CARTER, C. K.; KOHN, P. On Gibbs sampling for state space models. **Biometrika**, v. 81, p. 541-553, 1994.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? *In*: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Eds.). **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam: North-Holland, 2000.

- ELIASZ, P. **Likelihood-based inference in large dynamic factor models using gibbs sampling**. Princeton University, 2002. (Unpublished).
- \_\_\_\_\_. **MCMC inference in large dynamic factor models**. 2005. Dissertation (PhD) – Princeton University, New Jersey, 2005. chap. 2.
- FAUST, J. On the robustness of identified VAR conclusions about money. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 49, p. 207-244, 1998.
- GAMERMAN, D. **Simulação estocástica via cadeias de Markov**. Caxambu: Associação Brasileira de Estatística, 1996. 196 p.
- GELMAN, A.; RUBIN, D. B. A single sequence from the Gibbs sampler gives a false sense of security. *In*: BERNARDO, L. M. *et. al.* **Bayesian statistics**. 1992.
- GELMAN, S.; GEMAN, D. Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. **IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, v. 6, p. 721-741, 1984.
- GEISSER, S. Bayesian estimation in multivariate analysis. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 36, p. 150-9, 1965.
- HARVEY, A. **Time series models**. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 1994.
- KADIYALA, R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference in Bayesian VAR – Models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 12, p. 99-132, 1997.
- KIM, C.-J.; NELSON, D. C. R. **State-space models with regime switching**. Cambridge: MIT Press, 1999.
- KOSE, A.; OTROK, C.; WHITEMAN, C. H. International business cycles: world, region, and country-specific factors. **American Economic Review**, v. 43, p. 1.216-1.239, 2003.
- LEEPER, E.; SIMS, C.; ZHA, T. What does monetary policy do? **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 1-63, 1996.
- LIMA, E.; MAKKA, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 31., 2009, Paraná, Foz do Iguaçu. **Anais...** Paraná: SBE, 2009. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/viewFile/934/327>>.
- PAUSTIAN, M. Assessing sign restrictions. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, v. 7, n. 1, article 23, 2007.
- SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, p. 975-1.000, 1992.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 293-335, 1999.
- \_\_\_\_\_. Macroeconomics forecasting using diffusion indexes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, p. 147-162, 2002.

TIAO, G. C.; ZELLNER, A. On the Bayesian estimation of multivariate regression, **Journal of the Royal Statistical Society**, B26, p. 389-99, 1964.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, v. 52, p. 381-419, 2005.

#### **Bibliografia Complementar**

BERNANKE, B.; BLINDER, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, v. 82, p. 901-21, Sept. 1992.

HAMILTON, J. Measuring the liquidity effect. **American Economic Review**, v. 87, n. 1, p. 80-97, 1997.

LIMA, E. C. R.; CÉSPEDES, B.; MAKKA, A. **Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan**: stylized facts from SVAR models. Rio de Janeiro: Ipea, Jun. 2005. (Textos para Discussão, n. 1.101).

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Implications of dynamic factor models for VAR analysis. NBER, 2005. (NBER Working Paper Series, n. 1.1467).

## APÊNDICE A

### MODELO MUNDELL-FLEMING ESTOCÁSTICO – EXTRAÍDO INTEGRALMENTE DE LIMA, MAKI E ALVES (2009)

Neste apêndice é apresentado um modelo estocástico com expectativas racionais de uma economia aberta com preços rígidos, que pode ser usado para justificar as restrições de sinal empregadas para identificar o modelo SVAR. Sendo  $y_t^d$  a demanda agregada;  $s_t$  é a taxa de câmbio nominal (o valor da moeda doméstica);  $p_t$  é o nível de preço doméstico;  $i_t$  a taxa de juros nominal doméstica;  $m_t$  estoque de moeda nominal; e  $E_t(X_t)$  a esperança matemática da variável aleatória  $X_t$  condicionada à informação no período  $t$ . As variáveis são tomadas como dadas sem perda de generalidade e o nível de preços estrangeiros e a taxa de juros foram definidas como sendo iguais a zero ( $p^* = 0$  e  $i^* = 0$ ). Os valores associados com o equilíbrio de preços flexíveis são indicados com um sobrescrito *flex*:

$$y_t^d = d_t + \eta q_t - \sigma [i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)] \quad (\text{A1})$$

$$p_t = (1 - \theta) E_{t-1} p_t^{flex} + \theta p_t^{flex} \quad (\text{A2})$$

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (\text{A3})$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + c_t \quad (\text{A4})$$

A equação (A1) é uma equação da curva IS de uma economia aberta onde a demanda pelo produto  $y_t^d$  depende de um choque de demanda  $d_t$ , está aumentando a taxa de câmbio real ( $q_t = s_t - p_t$ ), e diminuindo a taxa de câmbio real *ex-ante*. A regra de ajustamento dos preços rígidos (A2) diz que o nível de preços no período  $t$  é uma média do esperado de mercado em  $t - 1$  prevalece em  $t$  ( $E_{t-1} p_t^{flex}$ ); e o preço que equilibrará o mercado no período  $t$  ( $p_t^{flex}$ ).

Os preços são instantaneamente perfeitamente flexíveis se  $\theta = 1$  e eles são completamente fixos em um período anterior se  $\theta = 0$ . Graus intermediários de flexibilidade de preços são caracterizados por  $0 < \theta < 1$ . A equação (A3) é uma equação LM padrão onde a elasticidade-renda da demanda por moeda é assumida como igual a 1. O equilíbrio no mercado de capitais é dado pela equação (A4), onde  $c_t$  é um termo que reflete o risco cambial da moeda nacional.

Os processos estocásticos que direcionam a dinâmica deste modelo – oferta, demanda, política monetária e choques de taxas de câmbio – são dados por:

$$y_t^s = y_{t-1}^s + \varepsilon_t^s \quad (\text{A5})$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d - \gamma \varepsilon_{t-1}^d \quad (\text{A6})$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (\text{A7})$$

$$c_t = c_{t-1} + \varepsilon_t^c \quad (\text{A8})$$

onde:  $\varepsilon_t^s \sim N(0, \sigma_s^2)$ ,  $\varepsilon_t^d \sim N(0, \sigma_d^2)$ ,  $\varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_m^2)$ ,  $\varepsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2)$ ,  $0 < \gamma < 1$

O longo prazo ou o estado estacionário não é convenientemente caracterizado em um ambiente estocástico, porque a economia está constantemente sendo atingida por choques nas variáveis de estado exógenas não estacionárias. Em vez de um equilíbrio de longo prazo, trabalha-se com um conceito de equilíbrio dado pela solução formada sob preços hipoteticamente totalmente flexíveis. Então, desde que haja algum grau de rigidez do nível de preços que impede o ajustamento instantâneo completo, o desequilíbrio pode ser caracterizado pela distância entre a solução de preços rígidos e o equilíbrio de preços flexíveis. Foi aplicado um procedimento em duas etapas para resolver o sistema de equilíbrio (A1) - (A8). Na primeira etapa, resolveu-se por um equilíbrio de preços flexíveis que corresponde a este sistema. Na segunda etapa, utilizou-se o equilíbrio *flex-price* para chegar a uma solução completa para o sistema misto de *fix-flex-price*.

É possível mostrar que os valores dos preços flexíveis de equilíbrio do modelo são dados por:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (\text{A9})$$

$$q_t^{flex} = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma \sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \varepsilon_t^d + \frac{\sigma}{\eta} c_t \quad (\text{A10})$$

$$p_t^{flex} = m_t - y_t + \lambda c_t + \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \varepsilon_t^d \quad (\text{A11})$$

$$s_t^{flex} = m_t + \frac{(1 - \eta)}{\eta} y_t - \frac{1}{\eta} d_t + \left( \frac{\sigma}{\eta} + \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^d \quad (\text{A12})$$

$$i_t^{flex} = \left( \frac{\gamma}{\eta + \sigma} - \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^d + c_t \quad (\text{A13})$$

Agora foram utilizados os valores de equilíbrio obtidos na primeira etapa para resolver o equilíbrio de pleno emprego nesta segunda etapa:

$$p_t = p_t^{flex} - (1-\theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A14)$$

$$q_t = q_t^{flex} + \frac{(1+\lambda)(1-\theta)}{\eta+\sigma+\lambda}(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A15)$$

$$s_t = s_t^{flex} + \frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)}(1-\theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A16)$$

$$y_t^d = y_t + \frac{(1+\lambda)(1-\theta)(\eta+\sigma)}{\eta+\sigma+\lambda}(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A17)$$

$$i_t = i_t^{flex} - \frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)}(1-\theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A18)$$

$$\text{onde: } \alpha = \frac{\lambda\gamma}{(\eta+\sigma)(1+\lambda)}$$

O efeito do aumento de uma unidade na variável inovação  $j$  até o período  $t$  ( $\varepsilon_t^j$ ) sobre o valor da variável  $l$  no tempo  $t$ , mantendo todas as outras inovações constantes, é dada por  $\frac{\partial l}{\partial \varepsilon_t^j}$ :

$$\frac{\partial y_t^d}{\partial \varepsilon_t^s} = 1 - \frac{(1+\lambda)(1-\theta)(\eta+\sigma)}{\eta+\sigma+\lambda} \geq 0$$

$$\frac{\partial y_t^d}{\partial \varepsilon_t^d} = \frac{(1+\lambda)(1-\theta)(\eta+\sigma)}{\eta+\sigma+\lambda} \alpha \geq 0$$

$$\frac{\partial y_t^d}{\partial \varepsilon_t^m} = \frac{(1+\lambda)(1-\theta)(\eta+\sigma)}{\eta+\sigma+\lambda} \geq 0$$

$$\frac{\partial y_t^d}{\partial \varepsilon_t^c} = \frac{(1+\lambda)(1-\theta)(\eta+\sigma)}{\eta+\sigma+\lambda} \lambda \geq 0$$

$$\frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t^s} = -\theta \leq 0$$

$$\frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t^d} = \alpha\theta \geq 0$$

$$\frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t^m} = \theta \geq 0$$

$$\frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t^c} = \lambda \theta \geq 0$$

$$\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^s} = \frac{1}{\eta} - \frac{(1+\lambda)(1-\theta)}{\eta+\sigma+\lambda}$$

$$\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^d} = -\frac{1}{\eta} + \frac{\gamma\sigma}{\eta(\eta+\sigma)} + \frac{(1+\lambda)(1-\theta)}{\eta+\sigma+\lambda} \alpha$$

[Ao impor restrições de sinais, é assumido que  $\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^d} \leq 0$ ]

$$\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^m} = \frac{(1+\lambda)(1-\theta)}{\eta+\sigma+\lambda} \geq 0$$

$$\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^c} = \frac{\lambda}{\eta} + \frac{(1+\lambda)(1-\theta)}{\eta+\sigma+\lambda} \lambda \geq 0$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^s} = \frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)} (1-\theta) \geq 0 \quad \text{if } \eta+\sigma \leq 1$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^d} = \left( \frac{\gamma}{\eta+\sigma} - \alpha \right) - \frac{\alpha(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)} (1-\theta)$$

[Ao impor restrições de sinais, é assumido que  $\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^d} \geq 0$ ]

$$\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^m} = -\frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)} (1-\theta) \leq 0 \quad \text{if } \eta+\sigma \leq 1$$

$$\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^c} = 1 - \frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)} (1-\theta) \lambda \geq 0$$

## APÊNDICE B

### VARIÁVEIS UTILIZADAS E SUAS TRANSFORMAÇÕES.

A frequência dos dados é mensal e o período analisado vai de janeiro de 1999 a setembro de 2008. As informações de 73 séries macroeconômicas foram condensadas em fatores dinâmicos e elas foram coletadas de diversas fontes – ilustradas na tabela B.1, apresentada a seguir – relacionadas a temas diversos, tais como: preço, produção, consumo, moeda, emprego, operações de crédito, índice de *commodities*, juros nominais, receita e despesa (líquidas primárias do governo central).

As séries de operações de crédito aos setores público e privado bem como receita líquida primária do governo central, despesa líquida primária do governo central e juros nominais do governo central foram expressas em porcentagens do PIB. Os índices de *commodities* foram deflacionados pelo *consumer price index* (CPI) dos EUA;<sup>6</sup> e o índice de folha de pagamento da indústria geral foi deflacionado pelo IPCA.

Depois de realizados tais procedimentos, foi aplicado o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) disponível no *software* EVIEWS, para testar a estacionariedade das 73 variáveis utilizadas. Inicialmente testou-se todas as variáveis, tendo como hipótese nula ( $H_0$ ) a não estacionariedade da série (presença de raiz unitária). Em seguida, as séries que se mostraram não estacionárias foram diferenciadas até que se tornassem estacionárias. Dessa forma, a tabela B.1, a seguir, mostra os resultados do ADF, bem como as transformações feitas em cada uma das séries para que estas se tornassem estacionárias.

Depois de transformar as 73 séries, foi avaliado o comportamento das séries, verificando-se que algumas delas possuíam um componente sazonal. Estas séries foram então dessazonalizadas utilizando-se o *software* Demetra. O modelo Sarima, bem como as intervenções no nível e/ou do tipo *outlier* utilizadas no tratamento das séries sazonais, estão apresentados na tabela B.1, a seguir.

TABELA B.1

Variáveis utilizadas, teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) e transformações realizadas

Contagem	Variável	Ajuste sazonal	Transf.	Intervenção	Estatística <i>t</i> Teste ADF1	Fonte
1	EMBI Plus		5		-6.963139	JP Morgan
2	Prime Rate		3		-4.423970	FMI/IFS
3	<i>Spread</i> médio – total pessoa física		5		-5.981570	BCB

(Continua)

6. A série CPI foi obtida no U.S. Department Of Labor Bureau of Labor Statistics.

(Continuação)

Contagem	Variável	Ajuste sazonal	Transf.	Intervenção	Estatística <i>t</i> Teste ADF1	Fonte
4	<i>Spread</i> médio – total pessoa jurídica		5		-6.024443	BCB
5	Receita líquida total primária do governo central	(111)(011)(s) T	3	Não	-14.94242	Tesouro Nacional
6	Despesa líquida total primária do governo central	(313)(011)(s) X	3	Não	-7.325986	Tesouro Nacional
7	Juros nominais do governo central		1		-4.982415	Tesouro Nacional
8	M0 – base monetária ampliada – fim período		5		-11.52102	BCB
9	M2 – fim período – novo conceito	(021)(100)(s) T	4	AO2007.12	-9.574856	BCB
10	M3 – fim período – novo conceito		4	Não	-9.208564	BCB
11	M4 – fim período – novo conceito	(010)(011)(s) X	5		-5.304167	BCB
12	M4 – fim período – novo conceito		6		-14.28807	CNI
13	Faturamento real – indústria (média 2006 = 100)	(213)(011)(s) X	3	Não	-4.786337	ACSP/IEGV
14	Consumo – energia elétrica – outros setores – qde.	(011)(011)(s) T	3	Não	-11.43101	Eletrobrás – Boletim SIESE
15	Consumo – energia elétrica – comércio – qde.	(011)(011)(s) T	3	AO2002.05	-4.164006	Eletrobrás – Boletim SIESE
16	Consumo – energia elétrica – indústria – qde.	(210)(101)(s) T	5	Não	-11.91476	Eletrobrás – Boletim SIESE
17	Consumo – energia elétrica – residência – qde.	(112)(100)(s) T	3	Não	-9.386045	Eletrobrás – Boletim SIESE
18	Consumo aparente – gasolina – média – qde./dia	(101)(100)(s) X	3	Não	-13.72163	ANP
19	Consumo aparente – derivados de petróleo – média	(112)(100)(s) X	3	AO2003.03	-15.55368	ANP
20	Consumo aparente – álcool carburante – média		5		-17.32912	ANP
21	Consumo aparente – óleo combustível – média	(210)(100)(s) T	3	Não	-15.28919	ANP
22	Consumo aparente – óleo diesel – média – qde./dia	(012)(011)(s) X	3	AO2007.01	-15.55368	ANP
23	Consumo aparente – gás GLP – média – qde./dia	(111)(011)(s) X	4	LS2003.01 + LS2002.12	-16.12654	ANP
24	Vendas – caminhões – nacionais – qde.	(210)(011)(s) T	3	Não	-14.32466	Anfavea
25	Vendas – ônibus – nacionais - qde.	(111)(101)(s) X	3	AO2007.12 + AO2007.03	-14.34117	Anfavea
26	Vendas – automóveis – nacionais – qde.		5		-12.37408	Anfavea
27	Vendas – veículos comerciais leves – nacionais – qde		5		-18.52610	Anfavea
28	SPC – número de consultas	(210)(011)(s) X	3	LS2002.10 + LS2001.09 + LS2001.06 + AO2000.01 + LS1999.03	-11.05852	ACSP/IEGV
29	Operações de crédito ao setor público – governo federal		5		-12.75360	BCB Boletim/Moeda
30	Operações de crédito ao setor público – governos estaduais e municipais		5		-11.22871	BCB Boletim/Moeda
31	Operações de crédito ao setor privado – indústria		5		-10.06740	BCB Boletim/Moeda
32	Operações de crédito ao setor privado – habitação		5		-10.36862	BCB Boletim/Moeda

(Continua)

(Continuação)

Contagem	Variável	Ajuste sazonal	Transf.	Intervenção	Estatística <i>t</i> Teste ADF1	Fonte
33	Operações de crédito ao setor privado – rural	(311)(011)(s)X	3	LS2003.12 + LS2001.12 + LS2001.06 + LS2000.09 + LS1999.06 + AO1999.01	-8.698779	BCB Boletim/Moeda
34	Operações de crédito ao setor privado – comércio	(211)(011)(s)X	3	AO2000.05	-9.325594	BCB Boletim/Moeda
35	Operações de crédito ao setor privado – pessoas físicas		5		-4.328540	BCB Boletim/Moeda
36	Operações de crédito ao setor privado – outros serviços		5		-9.243178	BCB Boletim/Moeda
37	Pessoal empregado na indústria	(111)(011)(s)X	6	Não	-3.800763	CNI
38	Horas trabalhadas na indústria	(211)(011)(s)X	6	Não	-10.47470	CNI
39	<i>Commodities</i> – geral – preço – índice (jan. 2002 = 100)		5		-8.456636	Ipea
40	<i>Commodities</i> – carnes - preço – índice (jan. 2002 = 100)	(110)(101)(s)X	3	LS2008.05 + LS2008.03 + AO2003.11	-9.221395	Ipea
41	<i>Commodities</i> – grãos, oleaginosas e frutas – preço – índice (jan. 2002 = 100)		5		-6.332384	Ipea
42	<i>Commodities</i> – matérias primas – preço – índice		5		-8.505873	Ipea
43	<i>Commodities</i> – minerais – preço – índice	(101)(100)(s)X	3	LS2008.01 + AO2006.05	-9.289132	Ipea
44	<i>Commodities</i> – petróleo e derivados – preço – índice		5		-9.479198	Ipea
45	IGP-DI – geral – índice (ago. 1994 = 100)		5		-5.169580	FGV/Conj. Econ.
46	INCC – geral – índice (ago. 1994 = 100)		6		-3.668726	FGV/Conj. Econ.
47	IPA origem (taxa de variação)		1		-6.179672	FGV/Conj. Econ.
48	IPA origem – prod. industriais – ind. transf. – índice		5		-5.144444	FGV/Conj. Econ.
49	IPA origem – prod. agropecuários - índice	(210)(000)(s)T	3	AO1999.01	-5.125549	FGV/Conj. Econ.
50	IPA origem – prod. industriais - índice		5		-5.331656	FGV/Conj. Econ.
51	IPA-EP – bens finais - índice		5		-5.941512	FGV/Conj. Econ.
52	IPA-EP – bens finais – bens de consumo - índice		5		-6.003884	FGV/Conj. Econ.
53	IPA-EP – bens finais – bens de consumo – alimentação		5		-6.563695	FGV/Conj. Econ.
54	IPA-EP – bens finais – bens de consumo – combustíveis – índice		5		-7.016699	FGV/Conj. Econ.
55	IPA-EP – bens finais – bens de consumo duráveis – índice		5		-4.381232	FGV/Conj. Econ.
56	IPA-EP – bens finais – bens de investimento – índice		5		-5.355299	FGV/Conj. Econ.
57	IPA-EP – bens intermediários - índice		5		-5.090585	FGV/Conj. Econ.
58	IPA-EP – matérias-primas brutas - índice	(210)(000)(s)T	3	LS2008.08 e AO1999.01	-9.951343	FGV/Conj. Econ.
59	IPC (FGV) – taxa de variação		1		-6.178120	FGV/Conj. Econ.
60	IGP-M – taxa de variação % a.m.		1		-5.452514	FGV/Conj. Econ.
61	INPC – alimentos e bebidas – var.		1		-5.789328	IBGE/SNIPC
62	INPC – artigos de residência – var.		1		-3.563335	IBGE/SNIPC

(Continua)

(Continuação)

Contagem	Variável	Ajuste sazonal	Transf.	Intervenção	Estatística <i>t</i> Teste ADF <sup>1</sup>	Fonte
63	INPC – despesas pessoais – var.		1		-7.395325	IBGE/SNIPC
64	INPC – habitação – var.		1		-8.248474	IBGE/SNIPC
65	INPC – saúde e cuidados pessoais – var.		1		-5.963414	IBGE/SNIPC
66	INPC – transportes – var.		1		-6.215845	IBGE/SNIPC
67	INPC – vestuário – var.	(111)(011)(s)X	3	AO2000.03	-13.82525	IBGE/SNIPC
68	Utilização da capacidade instalada - indústria	(110)(100)(s)X	3	AO2001.12	-13.53612	CNI
69	Folha de pagamento – indústria geral - índice	(212)(011)(s)X	3	Não	-15.43087	IBGE/PIMES
70	Salário mínimo real	(110)(011)(s)X	3	AO2008.03 + LS2006.04 + LS2005.04 + AO2005.04 + AO2004.04 + LS2003.04 LS2002.11 + LS2001.04 + LS1999.04 + AO1999.04	-14.05179	IPEA
71	Taxa de juros – TJLP		3		-3.885312	BCB Boletim/M. Finan
72	Taxa de juros – TR		1		-5.502774	BCB Boletim/M. Finan.
73	Índice de ações – Ibovespa – fechamento		1		-9.537870	BM&FBOVESPA
74	Taxa de juros – <i>Overnight</i> /Selic		1			BCB-DEMAB
75	Taxa de câmbio comercial para compra – (R\$) / (US\$)		1			BCB Boletim/BP
76	IPCA – índice geral		1			IBGE/SNIPC
77	<i>Swap</i> Taxa referencial de <i>swaps</i> DI – pré		1			BM&FBOVESPA – BCB
78	Produção industrial da indústria geral – índice de quantum	(212)(011)(s)X	1	LS2003.09		IBGE/PIM-PF
79	Meios de pagamento – M1	(111)(011)(s)X	1	AO1999.01		BCB-Depec
Dickey-Fuller Aumentado						
	1%	-3.488063				
	5%	-2.886732				
	10%	-2.580281				

Elaboração própria

Nota: <sup>1</sup> A estatística *t* do teste ADF se refere à variável na última transformação.Obs.: <sup>1</sup> Equação de teste: variáveis com constante.2. A intervenção LS corresponde à intervenção no nível e a intervenção AO corresponde à intervenção de *outlier*.3. Na coluna Ajuste sazonal, a inclusão do índice *X* representa que o modelo foi ajustado pelo *X-12* Arima e o *T* indica que o modelo foi ajustado pelo *Tramo Seats*.

Legenda das transformações:

(1) nenhuma mudança;

(2) logaritmo;

(3) primeira diferença da série;

(4) primeira diferença do logaritmo da série;

(5) segunda diferença da série;

(6) segunda diferença do logaritmo da série.

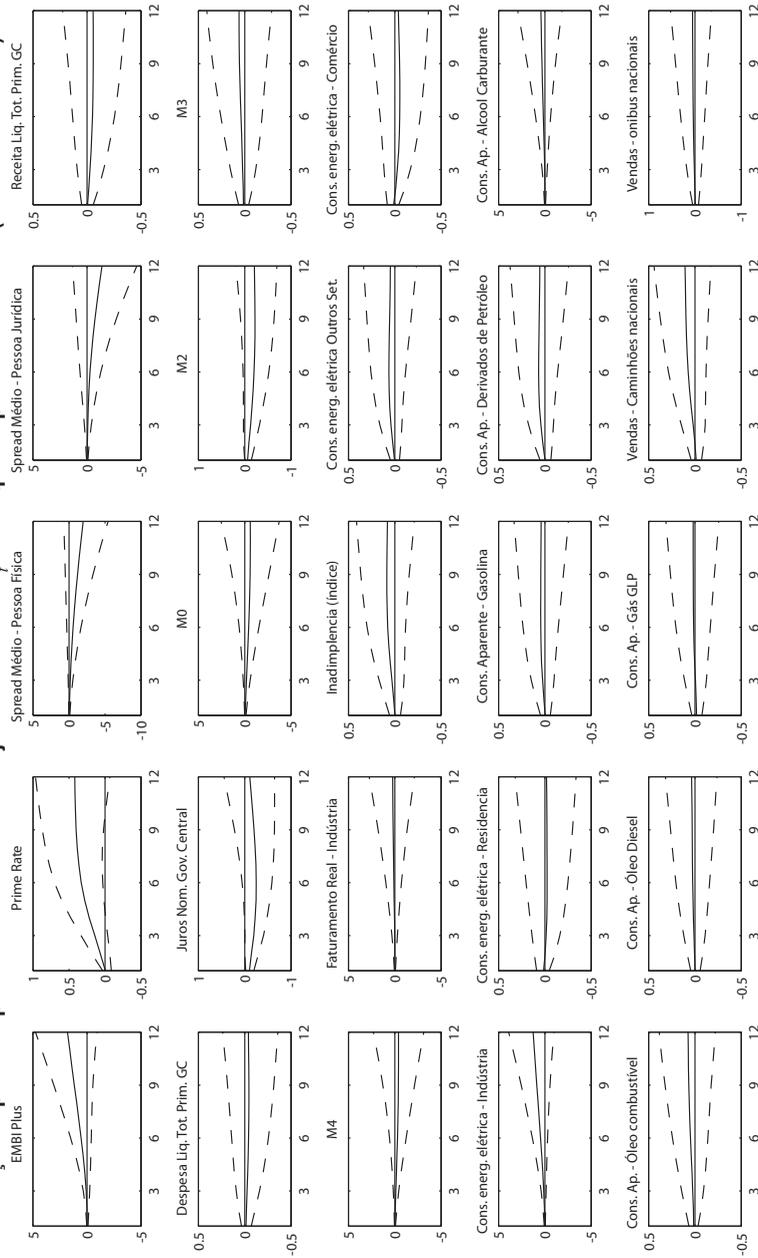
Duas das variáveis não condensadas em fatores dinâmicos (as seis últimas apresentadas na tabela B.1), M1 e produção industrial, passaram pelo mesmo procedimento no *software* Demetra, para eliminar o componente sazonal das mesmas. As seis séries passaram por uma transformação logarítmica antes de serem incluídas no modelo.

Por fim, o banco de dados utilizado neste trabalho é constituído por 79 séries econômicas, sendo que 73 foram condensadas em fatores dinâmicos e seis não.

## APÊNDICE C

FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA PARA TODAS AS VARIÁVEIS DO CONJUNTO  $X_t$ 

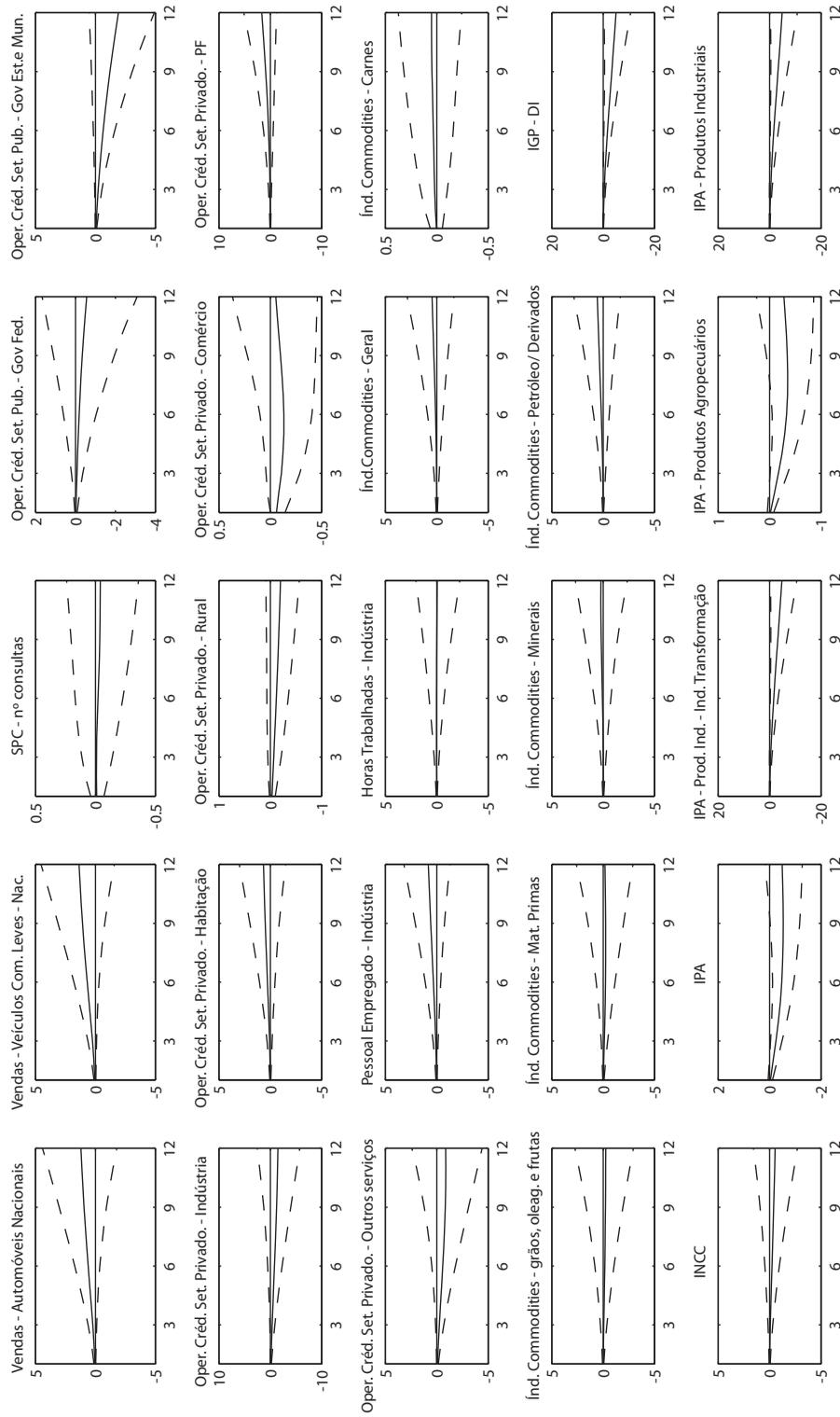
FIGURA C.1

Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente)

Elaboração dos autores.

7. Torna-se importante observar que, nas funções impulso-resposta apresentadas nas figuras C.1, C.2, C.3, C.4, C.5 e C.6, os valores das variáveis também sofreram integração para os valores em nível das mesmas, ou seja, as escalas originais observadas antes das diferenciações mencionadas no presente artigo.

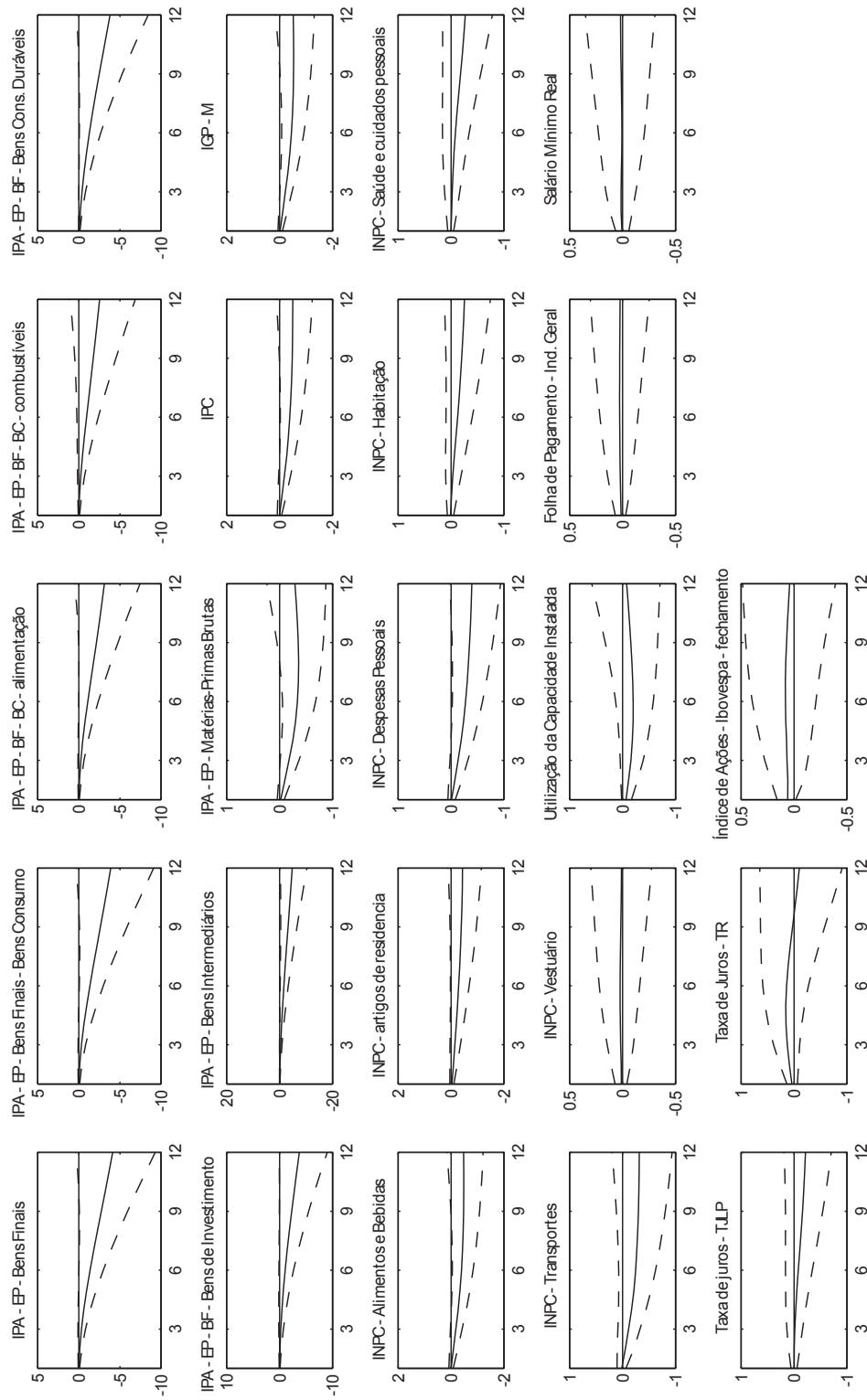
FIGURA C.2  
Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente)



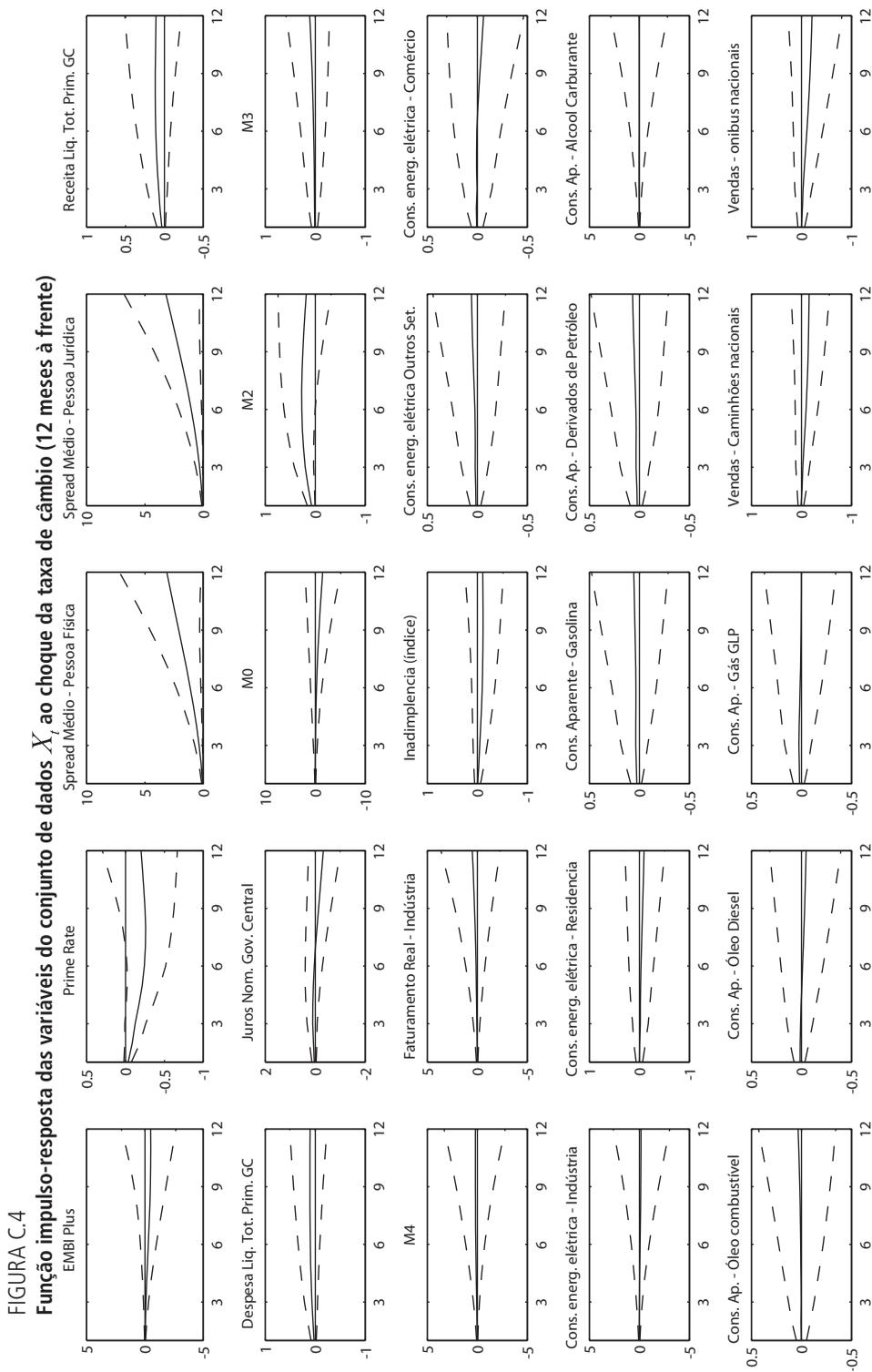
Elaboração dos autores.

FIGURA C.3

**Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente)**

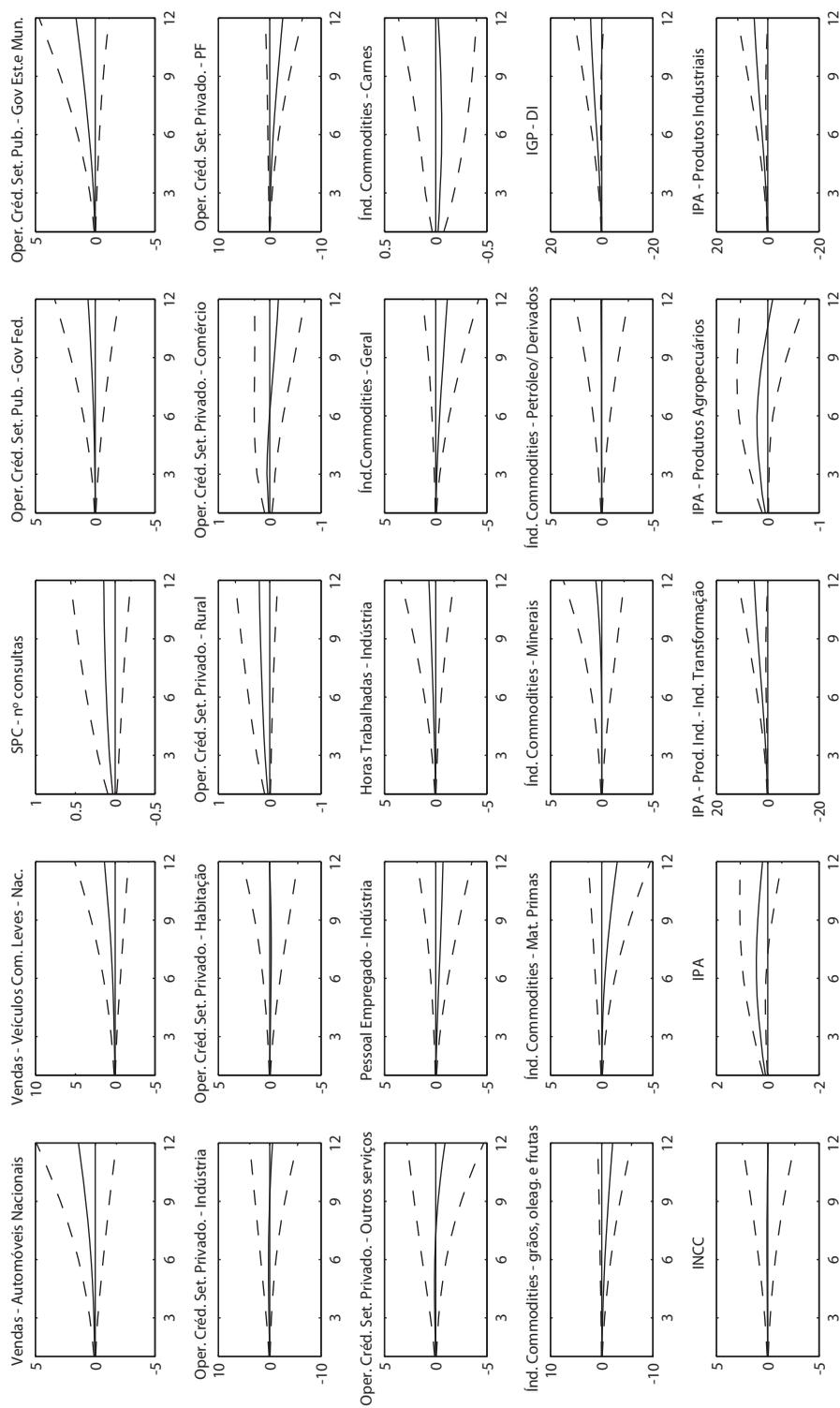


Elaboração dos autores.

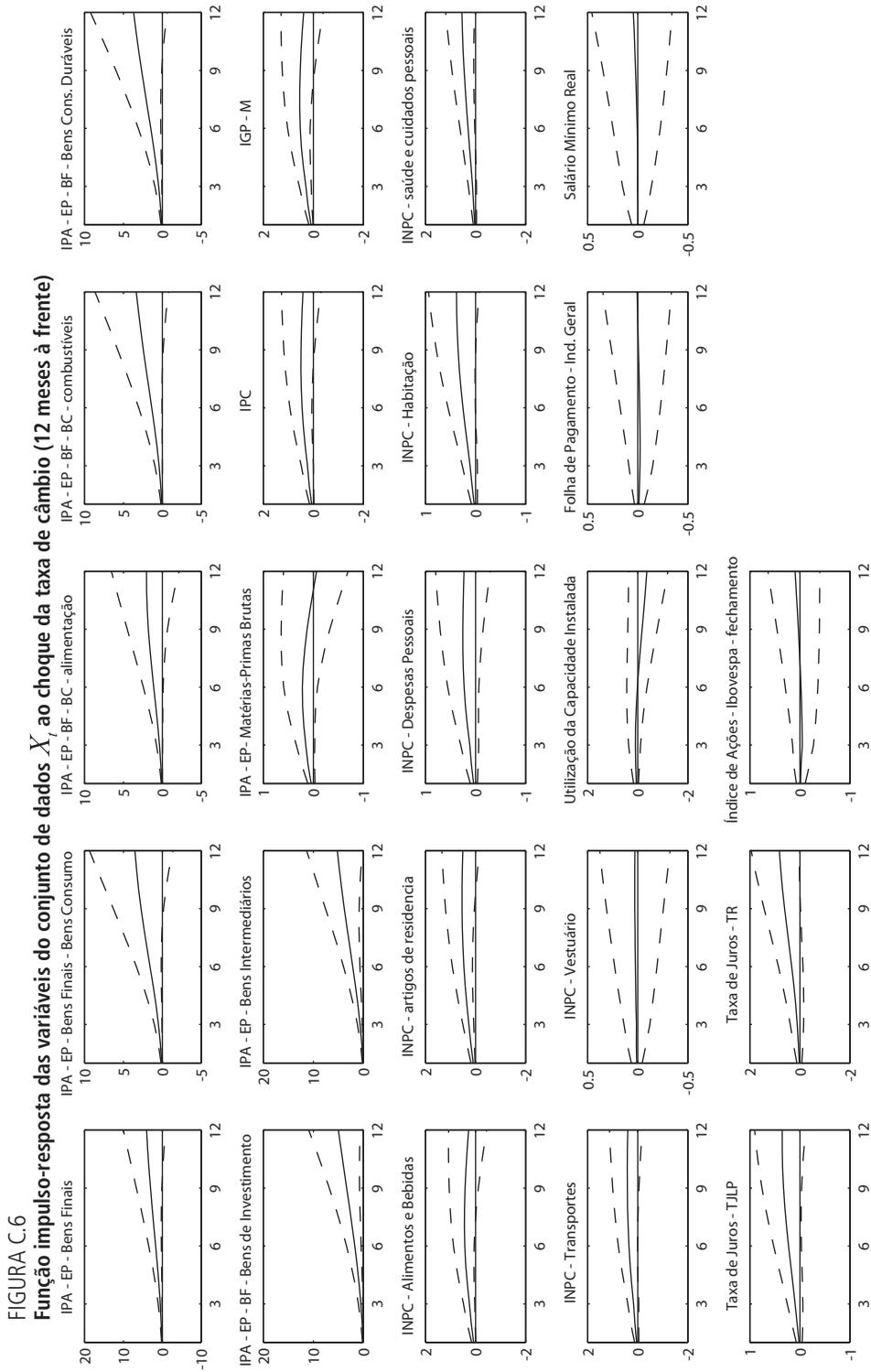


Elaboração dos autores.

FIGURA C.5  
**Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque da taxa de câmbio (12 meses à frente)**



Elaboração dos autores.



Elaboração dos autores.



## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

### **Supervisão**

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

### **Revisão**

Andressa Vieira Bueno

Laeticia Jensen Eble

Luciana Dias Jabbour

Mariana Carvalho

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

### **Editoração eletrônica**

Aline Rodrigues Lima

Andrey Tomimatsu

Bernar José Vieira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Daniella Silva Nogueira (estagiária)

Leonardo Hideki Higa (estagiário)

### **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](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 500 exemplares

### Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1 415- 4765



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

**SAE**

SECRETARIA DE  
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS  
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

