



**Universidade do Estado do Rio de Janeiro**

**Centro de Ciências Sociais**

**Faculdade de Ciências Econômicas**

**Glaudiane Lilian de Almeida**


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

Rio de Janeiro

2011

Glaudiane Lilian de Almeida

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



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof. PhD. Elcyon Caiado Rocha Lima

Rio de Janeiro

2011

CATALOGAÇÃO NA FONTE  
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

A447

Almeida, Gláudiane Lilian de  
Impactos dos choques na política monetária e no  
câmbio no Brasil: um modelo de autorregressão vetorial  
estrutural aumentada por fatores dinâmicos / Gláudiane  
Lilian de Almeida.-2011.  
61f.

Orientador: Elcyon Caiado Rocha Lima  
Dissertação (Mestrado) - Universidade do Estado do  
Rio de Janeiro,  
Faculdade de Ciências Econômicas.  
Bibliografia: f. 41-43.

1.política monetária – Teses. 2. Câmbio – Teses. I.  
Lima, Elcyon Caiado Rocha .II.Universidade do Estado do  
Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.III.Título.

CDU 336.74

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

---

Assinatura

---

Data

Glaudiane Lilian de Almeida

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

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional

Aprovada em 29/08/2011.

Banca Examinadora:

---

Prof. PhD. Eleyon Caiado Rocha Lima (Orientador)  
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

---

Prof. PhD. José Welisson Rossi  
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

---

Dr. Lauro Roberto Albrecht Ramos  
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Rio de Janeiro  
2011

## **DEDICATÓRIA**

À minha família, Julio Cezar e Thor.

## AGRADECIMENTOS

Meus sinceros votos de agradecimentos:

Primeiramente a Deus, por me conduzir a fazer as escolhas corretas.

Ao meu querido orientador Prof. Dr. Elcyon Caiado Rocha Lima, o meu maior agradecimento por toda a disponibilidade e orientação prestada, pela dedicação, carinho, incentivo, apoio incondicional e compreensão que sempre se manifestaram, principalmente pelos preciosos conhecimentos transmitidos ao longo da realização desta dissertação.

À Mestre Paloma Palmieri Alves, pela amizade verdadeira que se consolidou, uma amizade que levarei para sempre. Pelo auxílio na ferramenta mais importante na realização deste trabalho, o software MatLab, além de ter compartilhado seus conhecimentos em Estatística. Sua participação foi fundamental para a realização deste trabalho.

Aos professores Antônio Salazar, José Welisson Rossi, Octávio Tourinho, Honório Kume e Alexandre Marinho pela valiosa sabedoria transmitida ao longo deste mestrado.

Ao professor e pesquisador Dr. Lauro Roberto Albrecht Ramos pela participação como membro da banca de defesa e pelas considerações e comentários sobre a dissertação.

Ao coordenador do Curso de Mestrado em Ciências Econômicas, Prof. Dr. Léo da Rocha pelo carinho, apoio irrestrito e disponibilidade manifestados.

À Julio Cezar pela compreensão, dedicação e apoio nos momentos difíceis.

À minha família por tolerar a minha ausência e pela coragem que sempre me transmitiram.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro – FAPERJ- por ter concedido uma bolsa durante a realização deste mestrado.

Aos colegas de classe Bruno Vieira, Felipe Antunes e especialmente Fernando Gonçalves pelas divertidas conversas como uma rara demonstração de amizade e solidariedade.

Aos técnicos administrativos da secretaria do programa de pós-graduação em economia Rosângela Lemos e Luiz Heringer por todo apoio e carinho.

Há quem busque o saber para vendê-lo por dinheiro ou honrarias: é indigno tráfico.

Há quem busque o saber para edificar, é amor. E há quem busque o saber para edificar-se, e isto é prudência.

*Bernardo Claraval*

## RESUMO

ALMEIDA, Gláudiane Lilian de. *Impactos dos choques na política monetária e no câmbio no Brasil: um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentada por fatores dinâmicos*, 2011. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011.

Esta dissertação tem como objetivo estimar os impactos dos choques exógenos na política monetária e no câmbio sobre variáveis econômicas brasileiras, utilizando a informação contida em uma grande quantidade destas variáveis. Para obter um modelo parcimonioso estimou-se um modelo FAVAR (Factor-Augmented Vector Autoregression) onde 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 (Structural Vector Autoregression). 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 estocástico. Além de obter-se os impactos dos choques na política monetária e no câmbio, sobre um grande número de variáveis econômicas, foram obtidos os seguintes resultados adicionais: os choques na política monetária, considerando o modelo FAVAR, têm um efeito muito menor no nível geral de preços e no nível da produção do que em um modelo VAR; e os choques no câmbio não alteram seus impactos de forma significativa quando se compara os resultados do FAVAR e do VAR.

Palavras-chave: VAR Estrutural. Restrições de Sinais. Política Monetária. FAVAR.



## ABSTRACT

ALMEIDA, Glaudiane Lilian de. *Impacts of monetary policy shocks and Exchange rate in Brazil: a model of structural vector auto regression augmented by dynamix factors* 2011. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011.

This dissertation aims to estimate the impact of exogenous shocks in monetary policy and exchange rates on economic variables in Brazil, using the information contained in a large number of these variables. To obtain a parsimonious model estimated a model FAVAR (Factor-Augmented Vector Autoregression) where the information contained in a broad subset of selected variables is condensed into a small number of dynamic factors. These factors were included as endogenous variables, variables with which the information was condensed into factors in a SVAR model (Structural Vector Autoregression). All coefficients and unobservable components of FAVAR were estimated jointly employing the Gibbs sampler. The identification of exogenous shocks was achieved through restrictions on signs, the impulse-response functions of variables which the information was condensed using a less dynamic version of the Mundell - Fleming stochastic. Besides having been obtained the impacts of the shocks in monetary policy and exchange rates on a large number of economic variables, we obtained the following additional results: shocks in monetary policy, considering the model FAVAR, have a much smaller effect on the overall level price and level of production than in a VAR model, and the exchange rate shocks do not change significantly impacts when comparing the results of FAVAR and VAR.

Keywords: Structural VAR. Sign Restrictions. Monetary Policy. FAVAR.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Tabela 1 - Restrições de sinal usadas para identificar o modelo FAVAR .....	32
Tabela 2 - Variáveis utilizadas, Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Transformações realizadas .....	49
Figura 1 - Comparações VAR(2) – FAVAR – Choque de política monetária.....	36
Figura 2 - Comparações VAR(2) – FAVAR – Choque na taxa de câmbio.....	37
Figura 3-Função impulso–resposta das variáveis do FAVAR com 2 fatores e 2 lags ao choque de política monetária (12 meses à frente) – Amostrador de Gibbs.....	38
Figura 4 - Função impulso–resposta das variáveis do FAVAR com 2 fatores e 2 lags ao choque na taxa de câmbio (12 meses à frente) – Amostrador de Gibbs.....	39
Figura 1C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados $\Delta$ ao choque de política monetária (12 meses à frente).....	56
Figura 2C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados choque de política monetária (12 meses à frente).....	57
Figura 3C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de d ao choque de política monetária (12 meses à frente).....	58
Figura 4C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dado ao choque de política monetária (12 meses à frente).....	59
Figura 5C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados ao choque de política monetária (12 meses à frente).....	60
Figura 6C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados ao choque de política monetária (12 meses à frente).....	61

## SUMÁRIO

	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	12
1	<b>REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	15
2	<b>DADOS</b> .....	18
3	<b>METODOLOGIA</b> .....	19
3.1	<b>Modelo</b> .....	19
3.2	<b>Identificação do fator</b> .....	21
3.3	<b>Estimação e Inferência</b> .....	24
3.4	<b>A identificação dos choques</b> .....	32
4	<b>RESULTADOS EMPÍRICOS</b> .....	33
4.1	<b>Comparações VAR-FAVAR</b> .....	33
4.2	<b>Efeitos dos Choques em Algumas Variáveis Econômicas</b> <b>Selecionadas</b> .....	34
5	<b>CONCLUSÃO</b> .....	40
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	41
	<b>APÊNDICE A - Modelo Mundell-Fleming Estocástico</b> .....	44
	<b>APÊNDICE B - Variáveis utilizadas e suas transformações</b> .....	48
	<b>APÊNDICE C – Função impulso-resposta para todas as variáveis do</b> <b>conjunto <math>X_t</math></b> .....	55

## INTRODUÇÃO

Tem sido crescente o interesse em se estudar o mecanismo de transmissão das políticas monetária e cambial no Brasil. Quais seriam os efeitos dinâmicos dos choques na política monetária e na taxa de câmbio em toda a economia?

Esta dissertação 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-se um modelo parcimonioso estimamos um modelo FAVAR (*Factor-Augmented Vector Autoregression*) onde 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 (*Structural Vector Autoregression*).

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 informação 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 SVARs 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 SVARs, que têm sido estimados possuem um problema típico de falta de graus de liberdade, e, por essa 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 informação, dos formuladores da política monetária, não é considerado no SVAR a medição do impacto das inovações nesta política não é totalmente crível;

ii) só são obtidas as respostas das variáveis que são incluídas no SVAR e, muitas vezes, é bastante interessante observar-se 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 são conhecidos por seguirem literalmente 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 essa pressão e seria capaz de conter apenas parcialmente esse aumento futuro do nível de preços.

Em trabalhos, como em Bernanke e Mihov (1998), foi possível eliminar o *price puzzle* introduzindo 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. Nesta dissertação foram utilizadas restrições de sinais nas funções impulso-resposta (descrições desta

---

<sup>1</sup> Leeper, Sims e Zha (1996) conseguem incluir até vinte variáveis no SVAR ao empregar SVARs Bayesianos, mas seus SVARs contêm tipicamente menos de 20 variáveis.

metodologia pode ser encontradas em Faust (1998), Canova e De Nicoló (2002), e Uhlig (2005)).

Este método tem a vantagem de incorporar a incerteza a respeito de que 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 que deve ser utilizado como guia na obtenção das restrições destes sinais nas funções impulso-resposta); as restrições de sinais podem não ser suficientes para se obter a identificação dos choques exógenos nos quais estamos interessados (ver, a este respeito, Paustian (2007)).

Neste trabalho foram utilizadas séries mensais abrangendo o período após o plano real, de janeiro de 1999 a setembro de 2008. A abordagem que utilizou um modelo de auto - regressão vetorial estrutural aumentado por fatores dinâmicos gerou resultados condizentes com a teoria econômica, e, as seguintes contribuições merecem destaque:

i) a introdução em um FAVAR da metodologia desenvolvida por Waggoner e Zha (2003) que permite uma estimação e identificação, com menor custo de tempo computacional, de diversos choques estruturais, utilizando restrições de sinais nas funções impulso-resposta;

ii) esta metodologia permite obter, rapidamente, combinações lineares das colunas da matriz das relações contemporâneas entre as variáveis em modelos VAR exatamente identificados;

iii) ao contrário de autores como Barnanke, Boivin e Eliaz (2005) e Uhlig (2009), não foram cometidos erros de especificação na equação de transição do modelo na presença de cointegração entre as variáveis;

iv) devido à inovação tecnológica, foi possível observar os impactos de dois choques (política monetária e na taxa câmbio) quando outros autores, apenas identificam choque de política monetária.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura. A seção 3 fornece detalhadas informações 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.

## 1. REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo revisa a literatura de trabalhos empíricos que utilizaram em sua metodologia os modelos VARs estruturais, bem como aqueles realizados com o mesmo propósito desta dissertação, estimar um VAR estrutural que utilize um amplo conjunto de variáveis.

Rabanal e Schwartz (2001) usam um VAR para analisar a eficácia da taxa SELIC como um instrumento de política monetária no Brasil e seus efeitos sobre outras taxas de juros, produto e preços para o período entre janeiro de 1995 e agosto de 2000. As variáveis incluídas no VAR são produto real, a inflação (IPCA), taxa SELIC, M1, utilizado nesta ordem na decomposição (Cholesky) recursiva da matriz de variância-covariância dos erros. Eles concluem que a taxa SELIC tem um efeito significativo e persistente sobre a produção e o crédito, mas choques de taxa de juros pareceram aumentar a inflação ("*price puzzle*").

Minella (2003) analisa as relações macroeconômicas que envolvem produção, inflação, taxa de juros e moeda, comparando três diferentes períodos: janeiro de 1975 - Julho de 1985, agosto 1985 - junho de 1994, setembro 1994 a dezembro de 2000. Seu modelo básico inclui produto, inflação (IGP-DI), taxa de juros nominal (taxa SELIC) e meios de pagamento (M1), utilizados nesta ordem na decomposição de Cholesky. Seus principais resultados são de que choques de política monetária têm efeitos significativos sobre a produção, mas não são capazes de induzir uma redução da inflação com evidências, sugerindo a quebra dos preços no segundo sub-período. Para o período do Plano Real, os resultados sobre os efeitos de choques de política monetária sobre a inflação não são conclusivos.

Céspedes, Lima e Maka (2005) obtêm fatos estilizados sobre as flutuações de curto prazo da economia brasileira após o Plano Real, dando atenção especial à identificação dos efeitos dos choques da política monetária. Dadas as alterações na política monetária, ocorridos após o Plano Real, dividiram a análise em dois sub-períodos (1996:07-1998:08 e 1999:03-2004:12). Utilizaram grafos acíclicos direcionados como estratégia de identificação dos modelos de Autorregressão Vetorial Estrutural (SVAR). Em contraste com a maioria das análises feitas para o Brasil, que adotam modelos SVAR, as evidências que os autores encontraram foram de que uma política monetária contracionista reduz o nível geral de preços.

Lima, Maka e Alves (2009) analisam os impactos de diversos distúrbios exógenos sobre a economia brasileira, tais como choques de política monetária, da taxa de câmbio, de demanda e de oferta, usando um modelo autorregressivo estrutural (SVAR) identificado por duas metodologias alternativas. A primeira utiliza restrições de sinais sobre as funções resposta - impulso com base em um modelo macroeconômico de economia aberta. A segunda (híbrida) é uma metodologia desenvolvida pelos autores, que combina a primeira metodologia com restrições sobre as inter-relações contemporâneas causais entre as variáveis, obtidas por DAGs (Grafos Acíclicos Direcionados). Concluem que os resultados da identificação híbrida mostram uma demora na resposta do nível de preços aos choques de política monetária. Quando comparam os resultados mostram que, embora os efeitos de choques cambiais sejam quase os mesmos, os efeitos de choques de política monetária dependem da metodologia adotada.

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 EUA. Para eles há evidências de que os modelos de fatores dinâmicos são bem sucedidos em condensarem 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 variedade de variáveis macroeconômicas aos choques na política monetária.

Carvalho e Junior (2010) empregam a metodologia proposta por Bernanke, Boivin e Elias (2005) para a economia brasileira utilizando 125 séries mensais para o período de janeiro de 1995 a setembro de 2009. Utilizam o método dos componentes principais em duas etapas para estimar os fatores dinâmicos por ser um método de estimação computacionalmente mais simples, onde, no primeiro estágio, os fatores são estimados por meio da equação das observações usando componentes principais.

Em relação à identificação para estimar os fatores, os autores restringem diretamente os fatores de forma que  $F^i F^i / T = I$  para identificação única dos fatores. Por outro lado, quanto ao esquema de identificação adotado para obter a inovação no VAR, os autores adotam um arcabouço recursivo no qual o instrumento de política é ordenado por último na estimação do VAR. E, com o objetivo de obter os fatores livres do efeito do instrumento de política, seguiram o procedimento de Bernanke, Boivin e



Elias (2005), onde discriminam as variáveis entre “resposta rápida” e “resposta lenta”, em que as primeiras são caracterizadas como aquelas muito sensíveis a choques econômicos contemporâneos, enquanto as variáveis de “resposta lenta” são basicamente pré-determinadas no período corrente. Assim, estimam os fatores por componentes principais usando apenas o grupo de variáveis de “resposta lenta”. Em relação à função impulso – resposta, Carvalho e Junior (2010) a obtêm utilizando a decomposição de Cholesky. Por fim, destacam em seus resultados a ausência tanto de um *price puzzle* como de um *liquidity puzzle*, porém os resultados se mostraram imprecisos. Quando comparado ao modelo VAR tradicional, o modelo FAVAR não apresentou alterações nas respostas das principais variáveis.

Stock e Watson (2002) desenvolveram um modelo de fator dinâmico com o propósito de realizar previsões. Além disso, eles mostraram que as previsões baseadas em fatores superaram os modelos univariados, bem como os modelos de Auto-regressões Vetoriais (VAR) usuais. Já 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 Auto-Regressão 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 *multi-move* do amostrador de Gibbs. Segundo eles, esta abordagem bayesiana, além de ser simples computacionalmente, permite uma estimação mais precisa das funções impulso-resposta.

## 2. DADOS

Os dados são mensais e o período analisado vai de janeiro de 1999 a setembro de 2008. A justificativa para a escolha deste período é a de que após 2008 verifica-se algumas quebras estruturais que são causadas por choques externos que poderiam alterar o comportamento das séries relevantes analisadas neste trabalho.

Para obter os fatores dinâmicos do modelo FAVAR, foram utilizadas 73 séries macroeconômicas coletadas em diversas fontes e descritas no apêndice B. Algumas séries nominais foram deflacionadas e outras foram expressas como porcentagem do 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 SARIMA e o software DEMETRA.

O FAVAR contém também variáveis cujas informações não foram condensadas em fatores dinâmicos e que foram utilizadas para se impor restrições de sinais nas funções impulso-resposta. Foram escolhidas as seguintes variáveis (para uma melhor descrição destas variáveis e das transformações feitas veja a Tabela do apêndice B): taxa de juros Selic, câmbio nominal, IPCA, Swap (DI - pré) de 180 dias, M1 e índice da produção industrial.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 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,  $Y_t$  em geral 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 pelo  $Y_t$ , podem pertencer ao processo gerador das variáveis macroeconômicas. Supõe-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 que a dinâmica conjunta de  $(F_t, Y_t)$ , onde o vetor  $Y_t$  contém instrumentos da Política Monetária e Cambial do BACEN, possa ser descrito 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 VAR estrutural. O termo de erro  $v_t$  tem média zero e matriz de covariância  $Q$ .

A equação (1) é um VAR em  $(F_t', Y_t')$ . Esse sistema se reduz a um VAR padrão em  $Y_t$  se os termos de que relacionam  $Y_t$  com  $F_{t-1}$  são todos nulos; Caso contrário, a

equação (1) pode ser vista como um modelo de autorregressão vetorial aumentada por fatores dinâmicos ou FAVAR. Como o modelo VAR pode ser considerado como um caso particular de um FAVAR, este fato 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, como interpretamos os fatores como a representação de forças que podem, potencialmente, afetar muitas variáveis econômicas, pode-se inferir algo sobre os fatores a partir das observações de diversas séries temporais econômicas. De maneira mais específica, supondo que tenhamos 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 é assumido 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 idéia de que ambos,  $Y_t$  e  $F_t$ , que em geral podem ser correlacionados, representam as forças comuns que impulsionam a dinâmica de  $X_t$ . Condicional 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, já 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. Nesta dissertação foi empregada a segunda metodologia.

O procedimento bayesiano de estimação conjunta foi desenvolvido por Geman 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 “multi-movimento” deste algoritmo em que os fatores são amostrados condicionais nas mais recentes simulações dos parâmetros do modelo, e então os parâmetros são simulados também 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.

### **3.2 Identificação do Fator**

Antes de avançar, é preciso discutir as restrições que permitem a identificação da equação (2), especificamente as restrições (suficientes) para se identificar 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 toma 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:

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

obtem-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 exige 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 seja igual à identidade. Portanto:

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

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

Analisando 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 que  $\Lambda^y + \Lambda^f A^{-1}B = \Lambda^y + \Lambda^f B = \tilde{\Lambda}^y$  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:

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

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

Então:

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

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

$$0_{K \times M} + B_{K \times M} = 0_{K \times M} \quad \text{. Isso implica que } B_{K \times M} = 0_{K \times M}$$

$$\text{Então, } \begin{bmatrix} B \\ PB \end{bmatrix} = \Lambda^f B = 0_{N \times M} \quad \text{ou seja: } \Lambda^y = \tilde{\Lambda}^y$$

Impondo-se as restrições acima não há rotação possível, ou seja,  $F^* = F$  e os fatores da equação (2) são identificáveis. Essas 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  $Y$ 's afetam contemporaneamente os  $X$ 's. 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, essas variáveis de  $X_t$  devem ser escolhidas para que sejam aquelas que, se acredita, não respondam às inovações contemporâneas em  $Y_t$ .

### 3.3 Estimação e Inferência

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 multi-movimento do amostrador de Gibbs. Nesta dissertação, foi empregada a segunda abordagem devido ao fato de a mesma oferecer informações sobre os problemas de inferência estatística.

#### Estimação através 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:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda^f & \Lambda^y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1')$$

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (2')$$



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  $v_t$  são  $N \times 1$  e  $(K+M) \times 1$ , respectivamente e têm as seguintes distribuições  $e_t \sim N(0, R)$  e  $v_t \sim N(0, Q)$ , com  $e_t$  e  $v_t$  independentes e  $R$  diagonal.

A equação (1') é a equação da medida ou das observações enquanto que (2') é a equação de transição.

Seguindo um enfoque bayesiano, tratamos os parâmetros do modelo  $\theta = (\Phi(L), \Lambda^f, \Lambda^y, R, Q)$ , como variáveis aleatórias. A estimação destes parâmetros e dos fatores não observados  $F_t$  é realizada por um procedimento conhecido na literatura como multi-movimento do amostrador de Gibbs (Carter e Kohn, 1994).

Mais resumidamente, seja  $Z_t = (X_t, Y_t)$ ,  $\varepsilon_t = (e_t, 0)$  e  $G_t = (F_t, Y_t)$  então as equações (1') e (2') 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  $\varepsilon_t = (e_t, 0)$ . Para esta exposição assume-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 (ver Elias, 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 se deseja 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 à  $\tilde{F}_T$  e  $\theta$ , respectivamente. Dadas essas 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 multi-movimento do amostrador de Gibbs para o modelo em espaço de estado dado pelas equações (4) – (5).

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

- a. Escolhe-se um conjunto de valores iniciais para os parâmetros  $\theta = (\Phi(L), \Lambda, P, Q)$  chamado  $\theta^{(0)}$ ;
- b. 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  $p(\tilde{F}_T / \tilde{X}_T, \theta^0)$ ;
- c. 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 b e c 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 Geman 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 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 ver 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 (A.1) e dos parâmetros do VAR de (A.2) via MQO. No caso do presente trabalho, 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 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 (Harvey (1994) e Kim e Nelson (1999))

uma distribuição posteriori normal multivariada com média e variância dadas pelos seus respectivos valores suavizados obtidos via filtro de Kalman. Por meio de uma extração desta distribuição normal multivariada obtemos  $\tilde{F}_T^{(s)}$ , ou seja, é possível obter uma extração da distribuição  $p(\tilde{F}_T / \tilde{Z}_T, \theta^{(s)})$  e obtem-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 na priori adotada ocorre uma nova extração do parâmetro  $\theta$ ,  $\theta^{(s)}$ . Esta extração é feita nas seguintes etapas:

I) Extração de  $\Lambda$  e P:

Considerando-se o sistema de equações (2) apresentada 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 a equação (não estamos em um contexto de SUR). Seja  $\tilde{\Lambda}_j$  uma linha da matriz  $\tilde{\Lambda}$  e  $X_j$  uma coluna de  $\tilde{X}_T'$ . Adota-se como função densidade a priori conjunta para  $R_{ii}$  e  $\tilde{\Lambda}_j$  uma densidade normal-gama2 inversa,

$$\varphi(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii}) = f_{ngi}(\tilde{\Lambda}_i, R_{ii} | \beta, \xi, s, \nu)$$

onde:

$$\beta = 0; \xi = I_{K+M} * (1/4); s = 0,02 \text{ e } \nu = 0,02.$$

Adotando a função densidade a priori conjunta, descrita anteriormente, é obtido que a função densidade a posteriori condicional  $p\left(R_{ii}^{-1} / \tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v\right)$  é dada por (Bauwens, Lubrano e Richard, 1999):

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

onde:

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

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

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

Lembrando que as primeiras K linhas de  $\tilde{\Lambda}$  são fixas devido às hipóteses de identificação. Adotando a função densidade a priori conjunta, descrita anteriormente, tem-se que a função densidade posteriori condicional  $p\left(\tilde{\Lambda}_i / R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{G}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v\right)$ , para  $i > K$ , é dada por (Bauwens, Lubrano e Richard, 1999):

$$\begin{aligned} & p\left(\tilde{\Lambda}_i / R_{ii}^{(s)}, \tilde{X}_T, \tilde{F}_T^{(s)}, \beta, \xi, s, v\right) = \\ & = N\left(\left(\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'}\right)^{-1} * \tilde{F}_T^{(s)} X_j, R_{ii} \left(\xi + \tilde{F}_T^{(s)} \tilde{F}_T^{(s)'}\right)^{-1}\right) \end{aligned}$$

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

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:

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

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

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

Por meio das etapas I e II completa-se a extração de  $\theta^{(s)}$ , ou seja, é obtida 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.**

A seguir, é apresentada uma 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. Note que  $H^{-1} \cdot (H')^{-1} = Q$  e que  $\text{cov}(H\nu_t) = I$ . 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 seguintes etapas:

- i. 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  $Q^{(s)}$ .
- ii. 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  $Q^{(s)}$ .

- iii. Dados  $H^{(s)}$  e  $\Phi(L)^{(s)}$  compute a função impulso-resposta do VAR estrutural, denominada aqui  $FIR^{(s)}$ .
- iv. 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 1000.

### 3.4 A Identificação dos Choques

As restrições de sinais foram extraídas do modelo Mundell Fleming Estocástico Dinâmico<sup>2</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>3</sup>.

Tipo de Choque	Resposta de				
	SELIC	IPCA	Produção	M1	Taxa Câmbio Real
Política Monetária	$\geq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$
Taxa de câmbio	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$	$\geq 0$

Tabela 1: Restrições de sinal usadas para identificar o modelo FAVAR

De acordo com a Tabela 1 após um choque de política monetária “contracionista” a taxa de juros não cai, 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). E ainda, após choque na taxa de câmbio, a taxa de juros, o nível de preços, a produção e o 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 68 % para um horizonte de 24 meses após os choques.

<sup>2</sup> O Modelo Mundell Fleming Estocástico Dinâmico está descrito no Apêndice II e é idêntico ao apresentado em Lima, Maka e Alves (2009).

<sup>3</sup> 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  $s_t - p_t$ .



## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1 Comparações VAR-FAVAR

Para a análise dos 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 6 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 foram utilizadas duas defasagens das variáveis (escolhidas utilizando-se o critério de informação de Schwarz) enquanto que 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>4</sup> Como a alteração no número de fatores não alterou substancialmente as funções impulso-resposta do modelo FAVAR, são apresentados os resultados com dois fatores dinâmicos e para defasagens de uma 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.

---

<sup>4</sup> 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.

## 4.2 Efeitos dos Choques em Algumas Variáveis Econômicas Seleccionadas

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: 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 IPA, inflação 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 seleccionadas, foram mostrados 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, as escalas originais observadas antes das diferenciações mencionadas na presente dissertação.

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 indústria e 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 preço das *commodities* cai. As operações de crédito para a pessoa física caem. As demais variáveis seleccionadas não apresentam respostas significativas. Novamente, as respostas significativas aos choques são consistentes com o esperado.

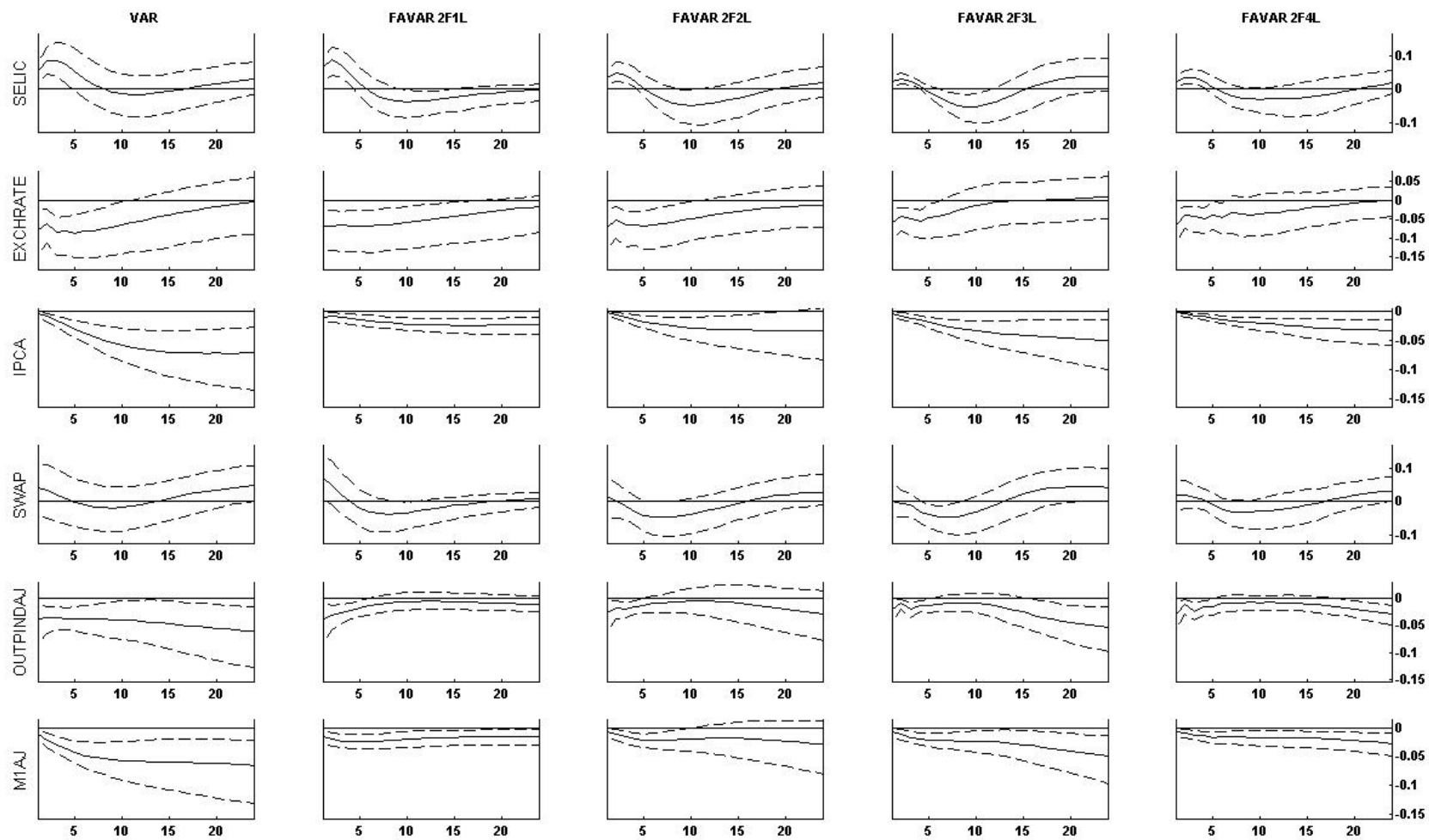


Figura 1: Comparação VAR (2) – FAVAR - Choque de Política Monetária

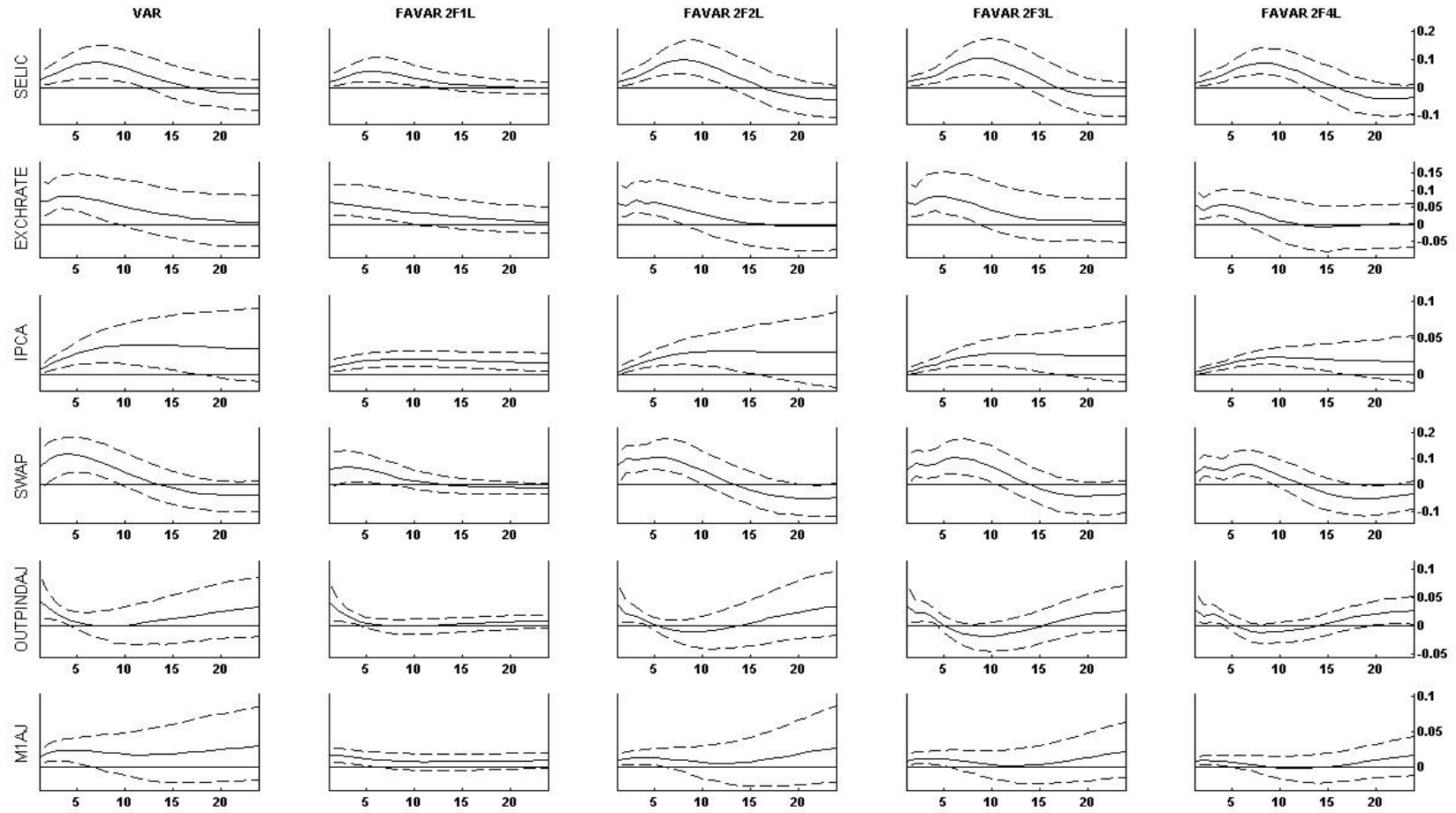


Figura 2: Comparação VAR(2) –FAVAR - Choque da taxa de câmbio

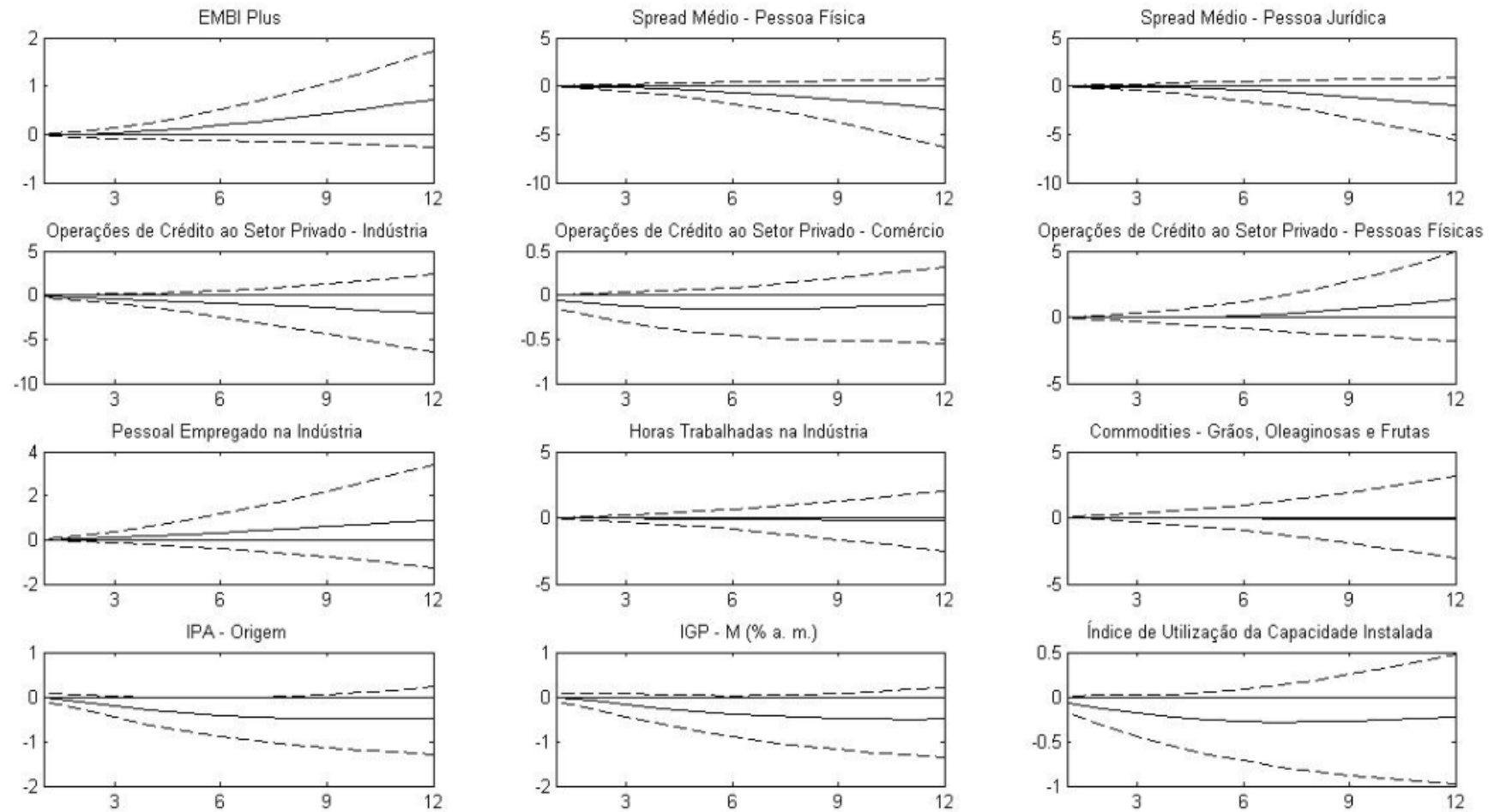


Figura 3: Função impulso–resposta das variáveis do FAVAR com 2 fatores e 2 lags ao choque de política monetária (12 meses à frente) – Amostrador de Gibbs

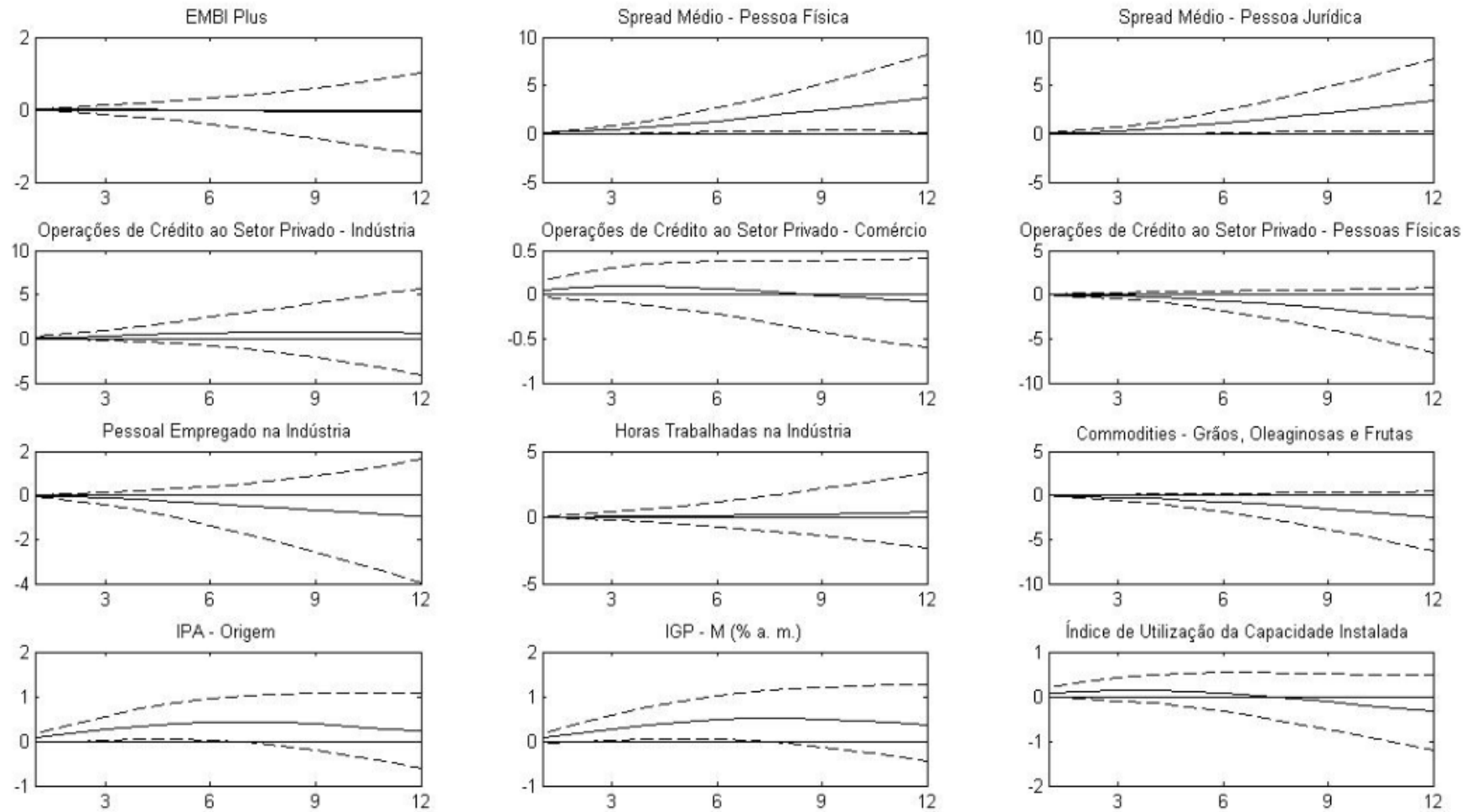


Figura 4: Função impulso–resposta das variáveis do FAVAR com 2 fatores e 2 lags ao choque da taxa de câmbio (12 meses à frente) – Amostrador de Gibbs

## 5. CONCLUSÃO

Esta dissertação 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.

Foi encontrado que a abordagem que utilizou um modelo de autorregressão vetorial estrutural aumentado por fatores dinâmicos gerou resultados condizentes com a teoria econômica.

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

## REFERÊNCIAS

AHMADI, A. P. & H. Uhlig: “Measuring the Effects of a Shock to Monetary Policy: A Bayesian Factor-Augmented VAR Approach with Sign Restrictions, 2009.

BAUWENS, L., M. Lubrano & J.F. Richard: “Bayesian Inference in Dynamic Econometrics Models, Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, Oxford, 1999.

BAI, J., Ng, S. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, v.70, 2002.191-221 p.

BERNANKE, Ben & Alan Blinder, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *American Economic Review* 82, 1992 Sep.901-21p.

BERNANKE, Ben & Boivin, Jean. “Monetary Policy in a Data-Rich Environment”, *Journal of Monetary Economics* 50:3, Vol. 120, No. 1, 2005 Feb.387-422 p.

BERNANKE, Ben & Mihov, Ilian “Measuring Monetary Policy”, *Quarterly Journal of Economics* 113, 1998.869-902p.

BERNANKE, Ben, Boivin, Jean & Elias, Piotr “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2005.387-422p.

CANOVA, F. & De Nicoló, G . “Money Matters for Business Cycle Fluctuations in the G7”. *Journal of Monetary Economics*, V. 49, 2002.1131-1159 p.

CARTER, C.K. & Kohn, P., On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, v.81, 1994.541-553 p.

CARVALHO, M., & Junior, J. L. R. “Identification of monetary policy shocks and its effects: FAVAR methodology for the Brazilian economy”, *Instituto de Ensino e Pesquisa, WPE-213*, 2010.

CHRISTIANO, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?”, in J. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland, 2000.

ELIASZ, P., “Likelihood-Based Inference in Large Dynamic Factor Models Using Gibbs Sampling,” Princeton University, unpublished, 2002.

ELIASZ, P.: “MCMC Inference in Large Dynamic Factor Models,” Princeton University Ph.D. Dissertation, Chapter 2, 2005.

FAUST, J. “On the Robustness of Identified VAR Conclusions about Money”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, V. 49, 1998. 207-244 p.



GAMERMAN, D. Simulação estocástica via cadeias de Markov. Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 1996.196p.

GELMAN, A. & Rubin, D. B., A single sequence from the Gibbs sampler gives a false sense of security, em L. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith, eds., Bayesian Statistics, 1992.

GELMAN, S. & Gelman, D., Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, V. 6, 1984.721-741p.

GEISSER, S.. Bayesian estimation in multivariate analysis. Annals of Mathematical Statistics, V.36, 1965. 150 p.

HAMILTON, J., “Measuring the liquidity effect”. American Economics Review, V. 87, n. 1,1997. 80-97p.

HARVEY, A.. Time Series Models, 2nd ed. MIT Press, Cambridge, 1994.

KADIYALA, R. & Karlsson S.: “Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR - Models,” Journal of Applied Econometrics, V.12, 1997. 99 p.

KIM, C.-J., & Nelson, D C. R.: State-Space Models with Regime Switching. M.I.T. Press, Cambridge, 1999.

KOSE, A., Otrok, C. & Whiteman C. H.: “International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors,” American Economic Review, V.43, 2003. 1216–1239 p.

LEEPER, E., Sims, C. & Zha, T., “What does monetary policy do?” Brookings Papers on Economic Activity, 1996,1-63 p.

LIMA, E., Maka, A., & Céspedes, B. “Monetary Policy, Inflation, and the Level of Economic Activity in Brazil After the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models”. *Revista Brasileira de Economia*, 2008, 123-150 p.

LIMA, E., Maka, A., & Alves, P. “Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus A New Hybrid Identification Approach”. Artigo apresentado no XXXI Encontro Brasileiro de Econometria. Artigo disponível em <http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/viewFile/934/327>, 2009.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, V. 57, n. 3, 2003, 605-635 p.

PAUSTIAN, M. “Assessing Sign Restrictions”. The B.E. Journal of Macroeconomics (Topics), V. 23, 2007.

RABANAL, P. e Schwartz, G. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. Brazil: selected issues and statistical appendix. (IMF Country Report), 2010.

SIMS, C. A.: “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, V. 48, 1980.1–48 p.

SIMS, Christopher, “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, V. 36, 1992. 975-1000 p.

STOCK, J.H., Watson, M.W., “Forecasting inflation”, *Journal of Monetary Economics*, V. 44, 1999. 293-335 p.

STOCK, J.H. & Watson, M.W., “Macroeconomics forecasting using diffusion indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, V. 20, 2002. 147-162p.

STOCK, J.H. & Watson, M.W., Implications of dynamic factor models for VAR analysis, NBER Working Paper Series, working paper 11467, 2005.

TIAO, G. C. & A. Zellner, “On the Bayesian estimation of multivariate regression”, *Journal of the Royal Statistical Society*, V.26, 1964. 389-99p.

UHLIG, H. “What are the Effects of Monetary Policy? Results from an Agnostic Identification Procedure”. *Journal of Monetary Economics*, V. 52, 2005. 381-419 p.

**APÊNDICE A:** Modelo Mundell-Fleming Estocástico (extraído integralmente de Lima, Maka 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 indicadas com um sobrescrito 'flex':

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

$$p_t = (1 - \theta) E_{t-1} p_t^{\text{flex}} + \theta p_t^{\text{flex}} \quad (\text{A.2})$$

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (\text{A.3})$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + c_t \quad (\text{A.4})$$

A equação (A.1) 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 (A.2) diz que o nível de preços no período  $t$  é uma média do esperado de mercado em  $t-1$  prevalece em  $t$  ( $E_{t-1} p_t^{\text{flex}}$ ), e o preço que equilibrará o mercado no período  $t$  ( $p_t^{\text{flex}}$ ). 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 (A.3) é uma equação LM padrão onde a elasticidade-renda da demanda por moeda é assumida ser igual a 1. O equilíbrio no Mercado de capitais é dado pela equação (A.4), 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:

$$y_t^s = y_{t-1}^s + \varepsilon_t^s \quad (\text{A.5})$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d - \gamma \varepsilon_{t-1}^d \quad (\text{A.6})$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (\text{A.7})$$

$$c_t = c_{t-1} + \varepsilon_t^c \quad (\text{A.8})$$

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 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, trabalhou-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 (A.1) - (A.8). Na primeira etapa, optou-se por um equilíbrio de preços flexíveis que corresponde a este sistema. Na segunda etapa, foi usado 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:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (\text{A.9})$$

$$q_t^{flex} = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma \sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \varepsilon_t^d + \frac{\sigma}{\eta} c_t \quad (\text{A.10})$$

$$p_t^{flex} = m_t - y_t + \lambda c_t + \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \varepsilon_t^d \quad (\text{A.11})$$

$$s_t^{flex} = m_t + \frac{(1 - \eta)}{\eta} y_t - \frac{1}{\eta} d_t + \left( \frac{\sigma}{\eta} + \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^d \quad (\text{A.12})$$

$$i_t^{flex} = \left( \frac{\gamma}{\eta + \sigma} - \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^d + c_t \quad (\text{A.13})$$

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

$$p_t = p_t^{flex} - (1 - \theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha \varepsilon_t^d + \lambda \varepsilon_t^c) \quad (\text{A.14})$$

$$q_t = q_t^{flex} + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)}{\eta + \sigma + \lambda} (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha \varepsilon_t^d + \lambda \varepsilon_t^c) \quad (\text{A.15})$$

$$s_t = s_t^{flex} + \frac{(1 - \eta - \sigma)}{(\eta + \sigma + \lambda)} (1 - \theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha \varepsilon_t^d + \lambda \varepsilon_t^c) \quad (\text{A.16})$$

$$y_t^d = y_t + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)(\eta + \sigma)}{\eta + \sigma + \lambda} (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha \varepsilon_t^d + \lambda \varepsilon_t^c) \quad (\text{A.17})$$

$$i_t = i_t^{flex} - \frac{(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)}(1-\theta)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^s + \alpha\varepsilon_t^d + \lambda\varepsilon_t^c) \quad (A.18)$$

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

$$\frac{\partial q_t}{\partial \varepsilon_t^d} \leq 0]$$

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

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

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

$$\frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^d} = \left( \frac{\gamma}{\eta+\sigma} - \alpha \right) - \frac{\alpha(1-\eta-\sigma)}{(\eta+\sigma+\lambda)}(1-\theta) \quad [\text{Ao impor restrições de sinais, é assumido}$$

$$\text{que } \frac{\partial i_t}{\partial \varepsilon_t^d} \geq 0]$$

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

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

**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 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 CPI (*consumer price index*) dos EUA<sup>5</sup>; e o índice de Folha de pagamento da indústria geral foi deflacionado pelo IPCA.

Depois de realizados tais procedimentos e, para se testar a estacionariedade das 73 variáveis utilizadas, aplicou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado disponível no software EVIEWS. Inicialmente todas as variáveis foram testadas, 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 2 a seguir mostra os resultados do Teste Dickey-Fuller Aumentado (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 2 a seguir.

---

<sup>5</sup> A série CPI foi obtida no U.S. Department Of Labor Bureau of Labor Statistics.

Tabela 2 – Variáveis utilizadas, Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Transformações realizadas

Contagem	Variável	Ajuste Sazonal	Transf.	Intervenção	Estatística t Teste ADF**	Fonte
1	EMBI – Plus		5		-6.963139	JP Morgan
2	Prime Rate		3		-4.423970	FMI/IFS
3	Spread médio - Total pessoa física		5		-5.981570	BCB
4	Spread médio - Total pessoa jurídica		5		-6.024443	BCB
5	Receita Líquida Total Primária do Governo Central	(111)(011) <sub>(s)</sub> T	3	Não	-14.94242	Tesouro Nacional
6	Despesa Líquida Total Primária do Governo Central	(313)(011) <sub>(s)</sub> 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) <sub>(s)</sub> T	4	AO2007.12	-9.574856	BCB
10	M3 - fim período - novo conceito	(010)(011) <sub>(s)</sub> X	4	Não	-9.208564	BCB
11	M4 - fim período - novo conceito		5		-5.304167	BCB
12	Faturamento real – indústria (média 2006 = 100)		6		-14.28807	CNI



13	Inadimplência - índice em t-4	(213)(011) <sub>(s)</sub> X	3	Não	-4.786337	ACSP/IEGV
14	Consumo - energia elétrica - outros setores - qde.	(011)(011) <sub>(s)</sub> T	3	Não	-11.43101	Eletróbrás - Boletim SIESE
15	Consumo - energia elétrica - comércio - qde.	(011)(011) <sub>(s)</sub> T	3	AO2002.05	-4.164006	Eletróbrás - Boletim SIESE
16	Consumo - energia elétrica - indústria - qde.	(210)(101) <sub>(s)</sub> T	5	Não	-11.91476	Eletróbrás - Boletim SIESE
17	Consumo - energia elétrica - residência - qde.	(112)(100) <sub>(s)</sub> T	3	Não	-9.386045	Eletróbrás - Boletim SIESE
18	Consumo aparente - gasolina - média - qde./dia	(101)(100) <sub>(s)</sub> X	3	Não	-13.72163	ANP
19	Consumo aparente - derivados de petróleo - média	(112)(100) <sub>(s)</sub> 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) <sub>(s)</sub> T	3	Não	-15.28919	ANP
22	Consumo aparente - óleo diesel - média - qde./dia	(012)(011) <sub>(s)</sub> X	3	AO2007.01	-15.55368	ANP
23	Consumo aparente - gás GLP - média - qde./dia	(111)(011) <sub>(s)</sub> X	4	LS2003.01 + LS2002.12	-16.12654	ANP
24	Vendas - caminhões - nacionais - qde.	(210)(011) <sub>(s)</sub> T	3	Não	-14.32466	ANFAVEA
25	Vendas - ônibus - nacionais - qde.	(111)(101) <sub>(s)</sub> 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) <sub>(s)</sub> 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
33	Operações de crédito ao setor privado - rural	(311)(011) <sub>(s)</sub> X	3	LS2003.12 + LS2001.12 +	-8.698779	BCB Boletim/Moeda

				LS2001.06 + LS2000.09 + LS1999.06 + AO1999.01		
34	Operações de crédito ao setor privado - comércio	(211)(011) <sub>(s)</sub> 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) <sub>(s)</sub> X	6	Não	-3.800763	CNI
38	Horas trabalhadas na indústria	(211)(011) <sub>(s)</sub> X	6	Não	-10.47470	CNI
39	Commodities - geral - preço - índice (jan. 2002 = 100)		5		-8.456636	IPEA
40	Commodities - carnes – preço - índice (jan. 2002 = 100)	(110)(101) <sub>(s)</sub> X	3	LS2008.05 + LS2008.03 + AO2003.11	-9.221395	IPEA
41	Commodities - grãos, oleaginosas e frutas - preço - índice (jan. 2002 = 100)		5		-6.332384	IPEA
42	Commodities - matérias primas - preço - índice		5		-8.505873	IPEA
43	Commodities - minerais - preço - índice	(101)(100) <sub>(s)</sub> X	3	LS2008.01 + AO2006.05	-9.289132	IPEA
44	Commodities - 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) <sub>(s)</sub> 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		5		-7.016699	FGV/Conj. Econ.

	- índice					
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) <sub>(s)</sub> 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
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) <sub>(s)</sub> X	3	AO2000.03	-13.82525	IBGE/SNIPC
68	Utilização da capacidade instalada – indústria	(110)(100) <sub>(s)</sub> X	3	AO2001.12	-13.53612	CNI
69	Folha de pagamento - indústria geral – índice	(212)(011) <sub>(s)</sub> X	3	Não	-15.43087	IBGE/PIMES
70	Salário mínimo real	(110)(011) <sub>(s)</sub> 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: Overnight / 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	SWAP Taxa referencial de swaps DI - pré		1			BM&FBOVESPA - BCB
78	Produção industrial da indústria geral: índice de quantum	(212)(011) <sub>(s)</sub> X	1	LS2003.09		IBGE/PIM-PF
79	Meios de pagamento - M1	(111)(011) <sub>(s)</sub> X	1	AO1999.01		BCB-Depec

## Dickey-Fuller Aumentado

1%	-3.488063
5%	-2.886732
10%	-2.580281

\*\* A estatística t do teste ADF se refere à variável na última transformação.

Equação de teste: variáveis com constante

A intervenção LS corresponde à intervenção no nível e a intervenção AO corresponde à intervenção de outlier

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.

Fonte: elaboração própria

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<sup>6</sup> últimas apresentadas na Tabela 1), M1 e Produção Industrial, passaram pelo mesmo procedimento no software DEMETRA, para se 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 6 não.

---

<sup>6</sup> As ordens de integração destas séries foram obtidas pelos testes ADF, Phillips-Perron, KPSS e Ng-Perron, onde não houve evidências estatísticas para rejeitar a hipótese de que Selic e Swap são  $I(0)$  e as demais são  $I(1)$ . No entanto, realizou-se o teste de cointegração de Johansen e também não foram obtidas evidências para rejeitar a hipótese de que as variáveis cointegravam e, portanto, se as variáveis do vetor  $Y$  aparecem em nível na parte VAR, não se encontra no caso de regressão espúria.

**APÊNDICE C:** Função impulso–resposta para todas as variáveis do conjunto  $X_t$ .

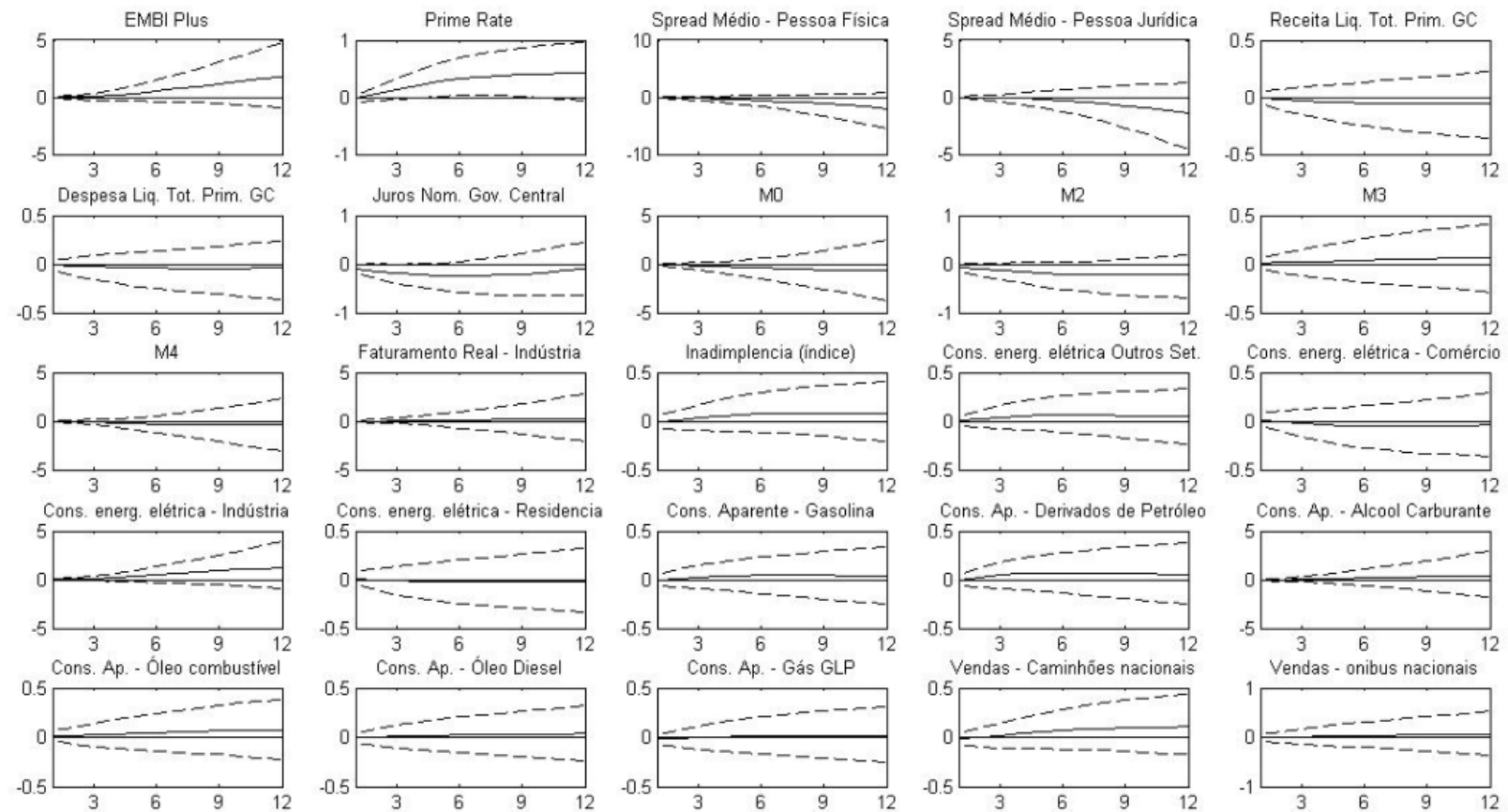


Figura 1C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente)<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Torna-se importante observar que as funções impulso-resposta apresentadas nas Figuras 1C, 2C, 3C, 4C e 5C, os valores das variáveis também sofreram integração para os valores em nível das mesmas, ou seja, as escalas originais observadas antes das diferenciações mencionadas na presente dissertação.

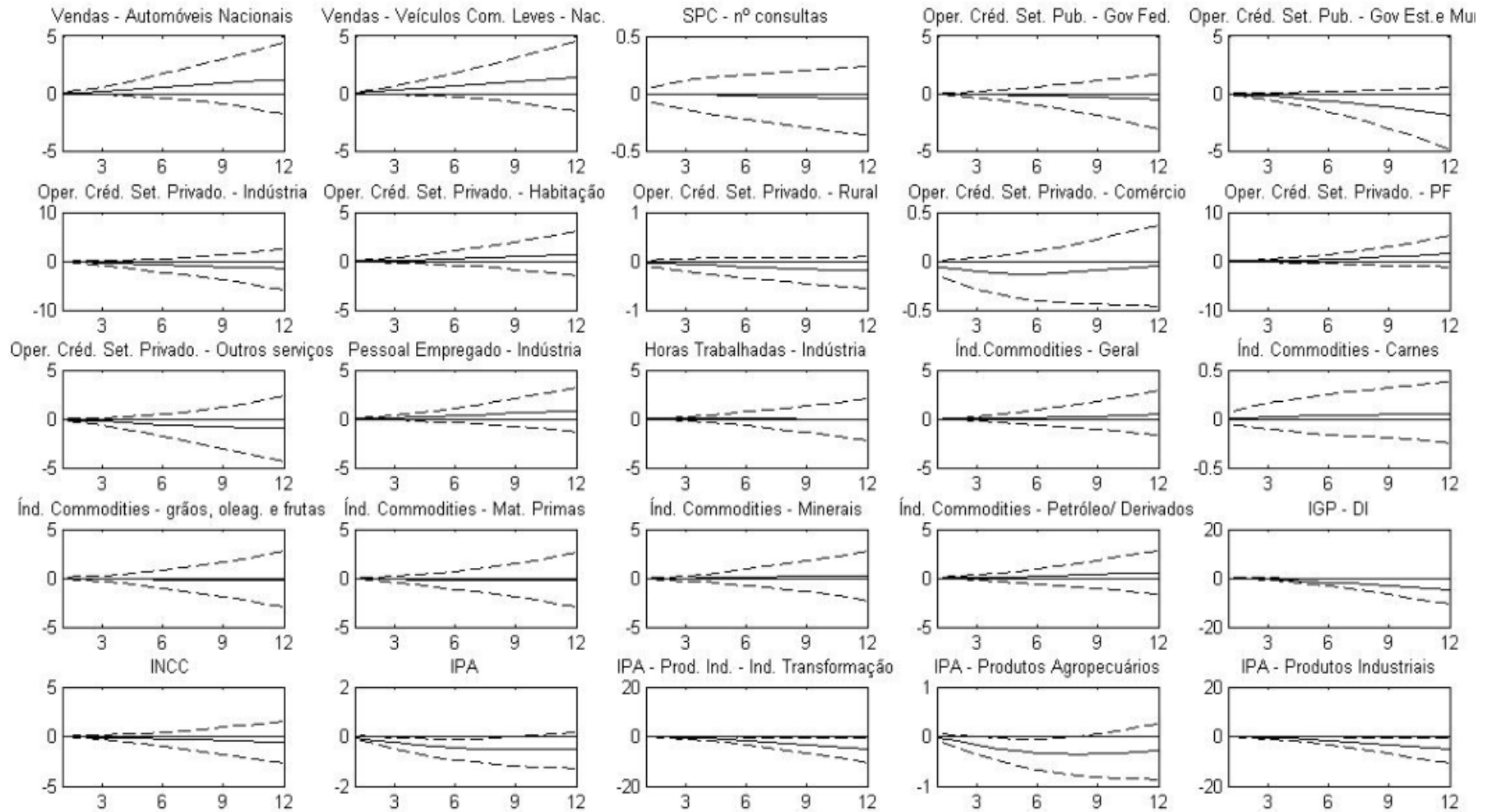


Figura 2C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente).



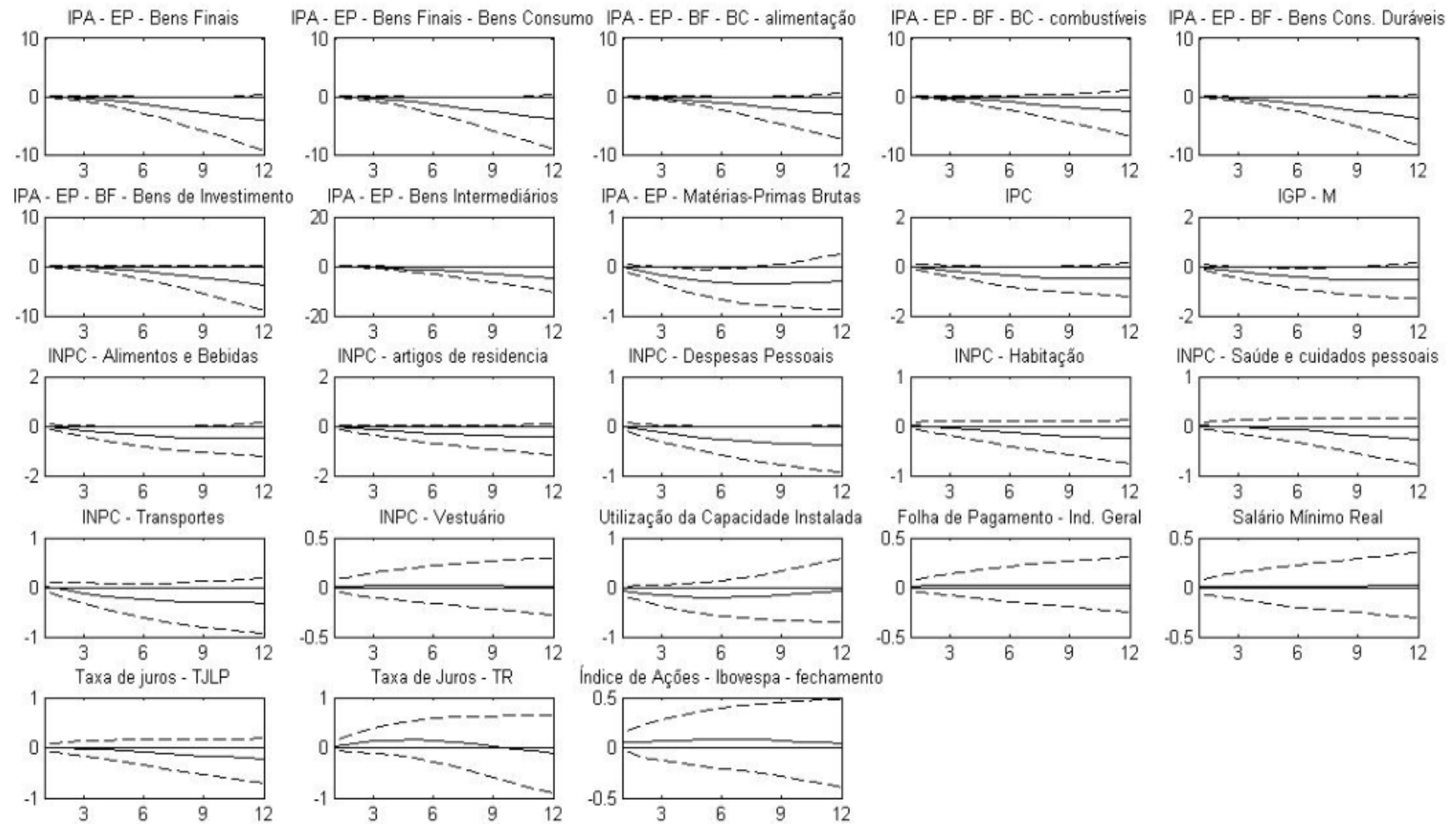


Figura 3C - Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque de política monetária (12 meses à frente).

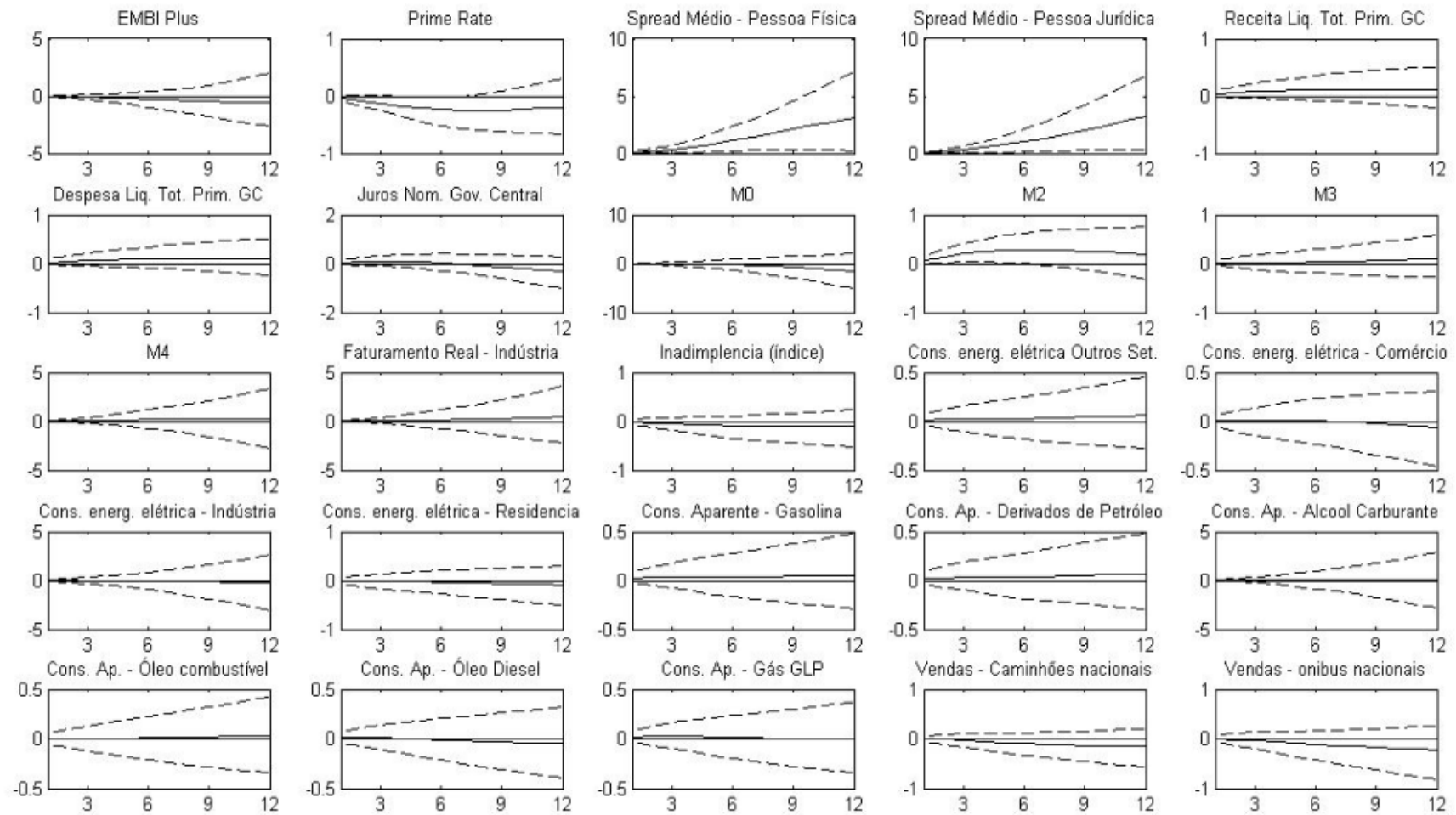


Figura 4C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque da taxa de câmbio (12 meses à frente).

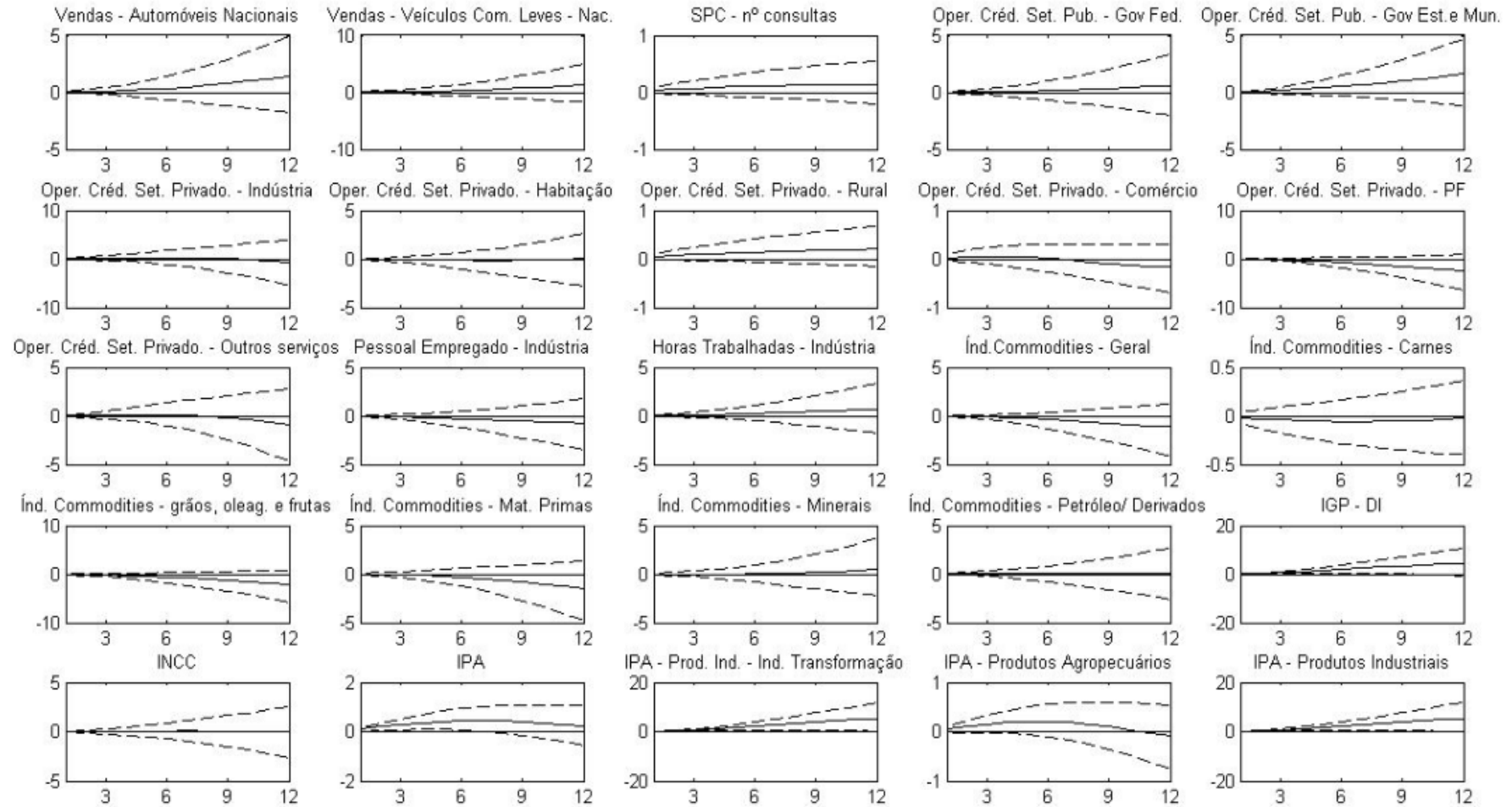


Figura 5C - Função impulso–resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque da taxa de câmbio (12 meses à frente).

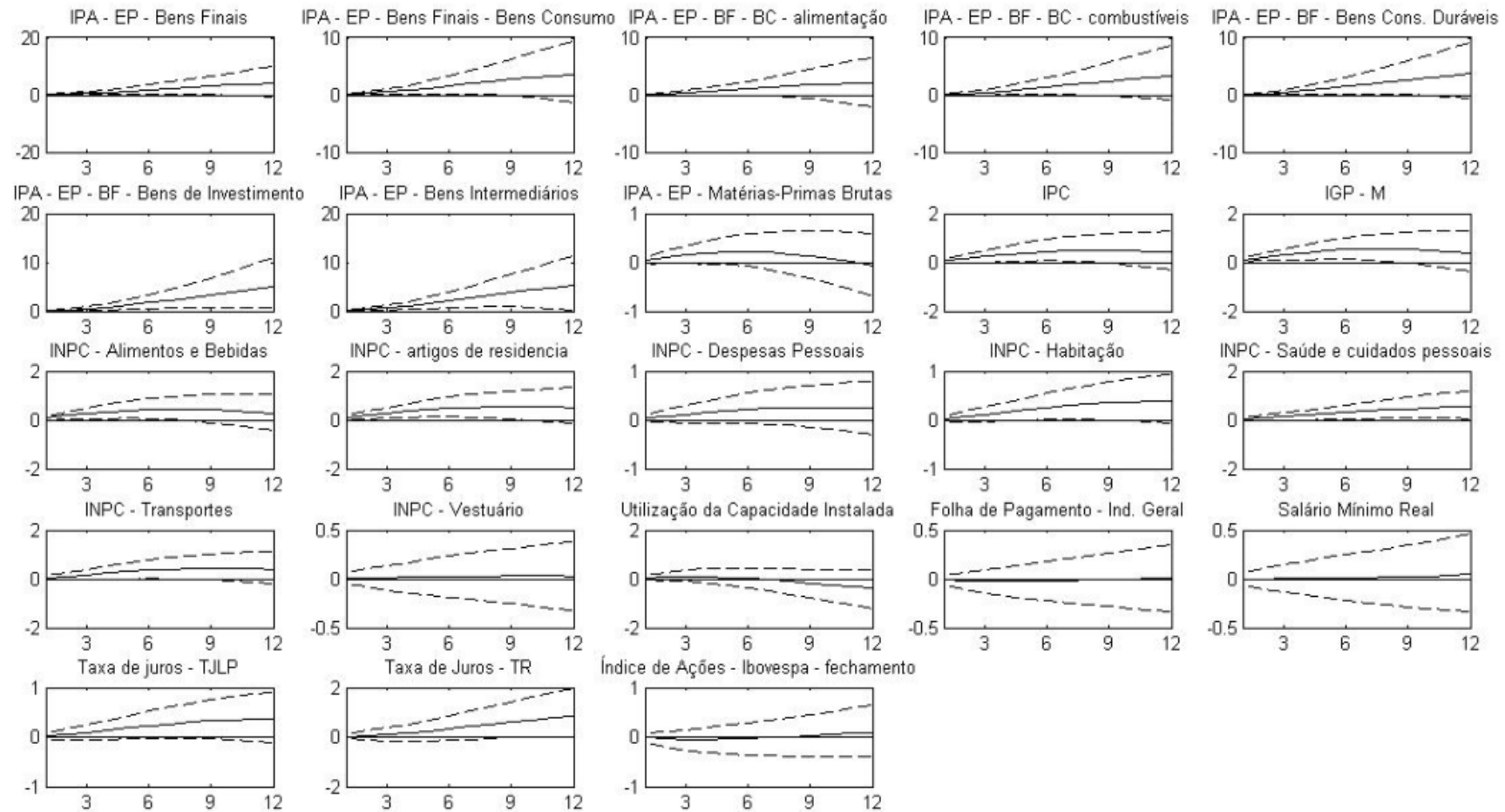


Figura 6C - Função impulso-resposta das variáveis do conjunto de dados  $X_t$  ao choque da taxa de câmbio (12 meses à frente).