

# Eficácia da política monetária no Brasil: análise empírica pós-regime de metas de inflação

*Effectiveness of monetary policy in Brazil:  
empirical analysis after inflation targeting system*





Eficácia da política monetária no Brasil: análise empírica pós-regime de metas de inflação

*Effectiveness of monetary policy in Brazil: empirical analysis after inflation targeting system*

Marcos Wagner Fonseca<sup>1</sup>

## Resumo

Este trabalho analisa empiricamente a eficácia da política monetária em determinar a trajetória da inflação e variáveis selecionadas no período pós-metas de inflação. Para isso, utilizou-se de modelos econométricos de séries temporais, mais especificamente, Vetores Autorregressivos (VAR). Estimaram-se nove modelos VAR para as variáveis: Selic, PIB, IPCA, Câmbio, Crédito Total, Crédito Livre, M1 e IGP-DI, tendo como base o modelo VAR1 com as variáveis: Selic, Pib e Ipcá. Com a aplicação das funções de resposta a impulso (FRI), pôde-se verificar que um choque de 1 desvio padrão (aumento de 3,8 pontos percentuais) na taxa Selic, provocou queda no IPCA. Através da decomposição da variância e dos testes de causalidade de Granger, verificou-se que a variável chave da política monetária é a taxa Selic e que, o objetivo do Banco Central é manter a inflação em um patamar desejado.

**Palavras-chave:** Política Monetária; Taxa Selic; Inflação

## Abstract

This paper empirically analyzes the effectiveness of the monetary policy in determining the inflation trajectory and the selected variables in the post-inflation targeting period. For this, time series econometric models were used, more specifically Vector Autoregression (VAR). Nine VAR models were estimated for the variables: Selic, GDP, IPCA, Exchange rate, Total Loans, Free Credit, M1 and IGP-DI, based on the model VAR1 with the variables: Selic, GDP and IPCA. With the implementation of the impulse response functions (FRI), it was found that a shock of one standard deviation (an increase of 3.8 percentage points) in the Selic rate caused a drop in IPCA. Through the decomposition of variance and tests of Granger causality, it was found that the key variable of the monetary policy is the Selic rate and that the Central Bank's goal is to keep inflation at a desired level.

**Keywords:** Monetary Policy Selic Rate, Inflation. Jel Classification: E51, E52, E58.

---

<sup>1</sup> Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná. Professor da Universidade Federal do Paraná. E-mail: mwfonseca@ufpr.br.

## Introdução

Nos últimos anos, a inflação no Brasil, e em alguns outros países, tem diminuído consideravelmente, principalmente a partir de 1990. Durante essa década, como afirma Rocha e Oreiro (2008, p.3), “um número crescente de países implementou o *inflation targeting* – doravante IT – um regime de metas inflacionárias. A disseminação se deu em parte em razão do fracasso de outras estratégias de âncoras nominais, como metas de taxas de câmbio ou metas monetárias dirigidas por bancos centrais”.

O regime de metas inflacionárias baseia-se na definição de uma meta explícita para a variação dos preços por parte das autoridades monetárias e no compromisso por parte dos bancos centrais de utilizarem os instrumentos necessários para que se alcance o resultado desejado. Segundo Giambiagi e Carvalho (2001), a experiência internacional do regime de metas tem alcançado resultados positivos, ou seja, os países que aderiram ao regime estão acompanhando de fato uma queda da inflação em relação aos níveis iniciais.

Segundo Curado e Dezordi (2004), o regime de metas remove o incentivo do Banco Central em perseguir primordialmente uma taxa de desemprego abaixo da taxa natural, ou seja, o viés inflacionário. Os instrumentos de política monetária visam uma maior transparência e responsabilidade, muitas vezes, acompanhada de independência instrumental do Banco Central. Teoricamente, a perseguição ao objetivo central da estabilidade de preços, não implica em desprezar outras variáveis, como taxa de câmbio, produto ou emprego, mas reconhece que as tentativas de realizar ajustes de curto prazo, através da política monetária, podem ser inócuas no longo prazo.

No Brasil, o regime foi adotado no ano de 1999, no contexto de uma grave crise cambial, com alta acelerada da taxa de câmbio e temores de uma retomada do processo de inflação elevada. Nesse ambiente de incertezas, as autoridades monetárias anunciaram que até o final de junho do mesmo ano seriam divulgadas as características do novo regime. Desta maneira, o regime de metas inflacionárias passou a ser a nova forma de condução da política monetária no país.

A política monetária propaga-se na economia por meio dos mecanismos (canais) de transmissão, que demonstram o efeito que as alterações na taxa básica de juros provocam nas variáveis macroeconômicas até atingir a inflação.

O regime de metas inflacionárias baseia-se na definição de uma meta explícita para a variação dos preços por parte das autoridades monetárias e no compromisso por parte dos bancos centrais

Segundo Fonseca (2008, p. 94), “identificar os canais de transmissão presentes na economia é relevante para a condução da política monetária”. No Brasil, a literatura sobre mecanismos de transmissão da política monetária é recente e possui um espaço aberto a novas pesquisas. O BCB desenvolveu e ainda desenvolve diversas ferramentas para identificar os principais canais pelos quais a política monetária atinge as variáveis reais da economia. Desse modo, como descreve Fonseca (2008), pode-se citar o canal da taxa de juros, o canal da taxa de câmbio, o canal da riqueza e o canal do crédito como sendo os principais mecanismos utilizados pelos formuladores da política monetária para a sua transmissão.

Apesar de existirem diversos mecanismos de transmissão, que desempenham um papel fundamental na condução e eficácia da política monetária, deve-se ressaltar que desde a implantação do regime de metas de inflação a taxa de juros do mercado de reservas bancárias tornou-se o principal instrumento utilizado pelo BCB para a condução da política monetária. Diante da necessidade de reprimir a alta dos preços e evitar o descumprimento da meta, o Banco Central eleva a taxa básica da economia provocando a redução nos níveis de investimentos e de consumo. Com demanda e investimento retraídos, os preços encontram maior dificuldade para subirem.

Com base no exposto, a problemática deste trabalho consiste em analisar como o Banco Central do Brasil vem conduzindo a política monetária desde a implantação do regime de metas inflacionárias e se tem conseguido cumprir seus objetivos. Assim, busca-se analisar a eficácia da política monetária no combate à inflação e o impacto sobre as demais variáveis macroeconômicas pós-regime de metas de inflação no Brasil. Para isso, na sequência desta introdução, a segunda seção

apresenta uma revisão da literatura sobre o tema, a terceira define os aspectos metodológicos, a quarta seção apresenta os resultados dos modelos VAR (Vetores Autorregressivos) e a quinta seção sintetiza algumas considerações finais.

## 2 Revisão de Literatura

A revisão de literatura trata de expor de maneira sucinta os principais mecanismos de transmissão da política monetária e, também, aspectos conceituais e experienciais do regime de metas de inflação no Brasil e em outros países.

### 2.1 Mecanismos de Transmissão da Política Monetária

Como dito anteriormente, é reconhecido que a taxa de juros é o principal instrumento de condução da política monetária para manter a estabilidade do nível de preços, no entanto, a política monetária age sobre a economia através de múltiplos canais, ou mecanismos de transmissão. Além da taxa de juros, seguem os demais mecanismos que as autoridades monetárias utilizam para tentar alcançar a estabilização econômica.

#### 2.1.1 Canal da taxa de juros

Como já destacado, é o principal canal de transmissão da política monetária após a implantação do regime de metas. Como explica Fonseca (2008), no modelo IS-LM, um aumento na oferta de moeda diminui a taxa de juros de equilíbrio do mercado monetário, afetando as decisões de investimento das empresas e tornando viáveis alguns projetos que estavam “engavetados”. Os gastos dos consumidores com bens duráveis e moradia também aumentam quando a taxa de juros diminui. O aumento dos investimentos das empresas e dos gastos dos consumidores provoca um aumento sobre a renda que, por sua vez, aumenta o consumo e cria um efeito multiplicador na renda final. Esta se ajusta ao novo nível de taxa de juros real aumentando a demanda agregada, a renda e o produto.

Fonseca (2009) descreve o modelo apresentado por Taylor, em 1995, que assume que uma política monetária restritiva provoca um aumento

na taxa de juros nominal no curto prazo. Levando-se em consideração que os agentes econômicos têm expectativas racionais e que os preços e salários são rígidos no curto prazo, a taxa de juros real de curto prazo também se eleva, aumentando as expectativas dos agentes quanto ao nível da taxa de juros no futuro. Esta expectativa de aumento da taxa de juros de longo prazo faz diminuir o investimento das empresas, bem como os gastos dos consumidores em bens duráveis e com moradia, ocasionando, assim, queda no produto.

#### 2.1.2 Canal da taxa de câmbio

Quando a política monetária provoca uma alteração na taxa de juros ocorre como consequência uma modificação no nível da taxa de câmbio. Segundo Fonseca (2008), quando a taxa de juros doméstica diminui, devido a um aumento da oferta de moeda, as aplicações realizadas em ativos em moeda doméstica tornam-se menos atrativas que as aplicações realizadas em ativos em moeda estrangeira. A procura por aplicações em moeda estrangeira provoca uma depreciação na taxa de câmbio, ou seja, a moeda doméstica é desvalorizada, impulsionando as exportações e restringindo as importações, o que aumenta o saldo em conta corrente e o dispêndio com bens domésticos, criando um efeito multiplicador da renda e um aumento do produto.

#### 2.1.3 Canal da riqueza

Este canal de transmissão considera que os consumidores possuem balanços patrimoniais que podem afetar suas decisões de gastos. Como explica Fonseca (2008), a composição patrimonial será formada pela riqueza herdada e pela acumulação de excedente ao longo da vida produtiva dos consumidores. A existência da hipótese sobre o ciclo de vida apresenta a riqueza como um dos fatores determinantes do consumo do indivíduo ao longo de sua vida e condiciona a determinação do consumo não pela renda corrente, mas pela riqueza, que, por sua vez, determina o nível de consumo durante a vida do indivíduo. Portanto, mudanças na riqueza de um indivíduo pode ser a principal causa para provocar alteração no consumo.

## 2.1.4 Canal do crédito

Segundo Fonseca (2008), este canal não deixa de ser uma interpretação sobre como a taxa de juros afeta a economia. Diferentemente do canal da taxa de juros, o canal do crédito enfatiza a presença de informação assimétrica no mercado financeiro, havendo imperfeições para a transmissão da política monetária. O canal do crédito é um mecanismo de transmissão que evidencia o problema da limitação da oferta de crédito existente no mercado financeiro, desde a existência de informação assimétrica e risco moral, até a composição, organização e atuação do setor financeiro e do setor produtivo. Existem dois mecanismos de transmissão da política monetária que são consequência dos problemas de informação assimétrica nos mercados de crédito: o canal de empréstimos bancários e o canal de balanço. O canal de empréstimos bancários surge do reconhecimento da função que os bancos desempenham no sistema financeiro, qual seja, a oferta de crédito, mas para isso os bancos têm que buscar recursos no mercado através da captação de fundos. Esta captação depende do volume de moeda em circulação: quanto maior o volume de moeda, maior é a captação e, por conseguinte, a disponibilidade de empréstimos bancários aos agentes. No canal de balanço, a política monetária pode afetar as empresas da seguinte forma: um aumento na taxa de juros, em decorrência de uma diminuição da oferta monetária, pode levar a uma queda no preço das ações, diminuindo o valor patrimonial das firmas e aumentando a possibilidade de seleção adversa e do risco moral, criando dificuldades para as firmas conseguirem tomar recursos para continuar o processo produtivo e também para o investimento. A consequência pode ser uma queda no produto e no emprego.

## 2.2 Regime de Metas de Inflação

O tema metas de inflação começou a ser discutido com intensidade nos meios acadêmicos e internacionais a partir do início dos anos 1990, quando os primeiros países adotaram esta política de controle da inflação. Os principais fundamentos teóricos que justificam a adoção do regime de metas para a inflação, segundo Montes (2008), estão baseados nos argumentos relacionados à importância da reputação, credibilidade e da transparência da autoridade monetária e suas políticas para economias que convivem com taxas

de inflação indesejada. O primeiro dos países desenvolvidos a adotar o regime de metas de inflação foi a Nova Zelândia, em 1990, seguida pelo Canadá, em 1991, Reino Unido, em 1992, Suécia e Finlândia, em 1993, Austrália e Espanha, em 1994, seguidos por muitos outros países que implementaram essa política, inclusive o Brasil, um país em desenvolvimento, em 1999.

Como afirmam Teles e Nemoto (2005), a popularidade do regime de metas de inflação tem aumentado, tanto pelo número crescente de países que o adotam quanto pelo número de economistas que o indicam como sendo o principal meio de manter a inflação em um nível baixo e estável. Os adeptos deste regime apontam como vantagem o fato de o mesmo apresentar uma maior transparência de objetivos de política monetária, implicando desta forma, um aumento da credibilidade desta política.

Segundo Pelicione e Resende (2007), o regime de metas de inflação parte da hipótese de neutralidade da moeda presente na abordagem ortodoxa, ou seja, a moeda não afeta as variáveis reais da economia no longo prazo. Assim, nesta abordagem, o regime de metas de inflação, e a política monetária a ele associada, não teria efeito algum sobre o investimento e o crescimento econômico no longo prazo. Ainda conforme os autores, uma vez que os agentes formam expectativas racionais sobre a política monetária, poderiam inclusive, num contexto de credibilidade da autoridade monetária, facilitar a convergência da inflação esperada para a meta de inflação.

O regime de metas tem como principal característica a fixação e anúncio de uma meta quantitativa para a taxa de inflação nos próximos períodos, ou seja, o banco central prevê o comportamento da inflação no futuro e adota uma política restritiva sempre que a inflação prevista for superior à meta, ou então, uma política expansionista quando a inflação prevista for inferior à meta. Assim, segundo Libânio (2004, p.16), "o banco central elevaria a taxa de juros em relação ao seu valor natural de longo prazo quando houver a expectativa de que a inflação efetiva supere a meta".

Quanto à condução da política monetária pelos países que implantaram o regime de metas de inflação, como confirma Zettel (2006), os países emergentes encontram maiores desafios na condução e na adoção do regime de metas uma vez que, segundo o autor, estes países possuem instituições fracas, levando os agentes a acreditarem que em algum momento a autoridade monetária quebrará a regra. Este tipo de comportamento se reflete em expectativas de inflação mais altas

do que as observadas em países desenvolvidos. Além disso, as fases iniciais de adoção do regime de metas são acompanhadas por altos custos de desinflação, devido principalmente à falta de credibilidade e à inércia inflacionária.

Países da América Latina chegaram a atingir a taxa de inflação média anual em 500%, no início da década de 1990, sendo que o Brasil, a Argentina e o Peru, tiveram inflações de quatro dígitos, enquanto isso, no mesmo período, países desenvolvidos registravam inflação de cerca de 4% ao ano. Em virtude disso, alguns países da América Latina seguiram o exemplo dos países desenvolvidos, adotando também o regime de metas de inflação. As metas foram implementadas em 1990 no Chile, em 1994 no Peru, em 1999 na Colômbia, juntamente com o Brasil, e no México em 2001. Durante o início da adoção do regime de metas, em 1990, os países industrializados que adotaram o regime, enfrentavam uma realidade econômica oposta a dos países em desenvolvimento. Os países desenvolvidos adotaram o regime em um contexto de inflação moderada enquanto que, os países emergentes viviam em uma situação em que as taxas de inflação já se mostravam elevadas e estavam em processo de aceleração.

Segundo Sicsú (2002), deve-se reconhecer que a inflação assumiu uma trajetória descendente durante os últimos anos nos sete países desenvolvidos que adotaram o novo regime. A inflação desse conjunto de países manteve a sua trajetória em declínio após a implantação do novo regime, se comparada à década anterior. No entanto, o autor destaca que o regime não foi o responsável pela trajetória descendente da inflação nesses países, uma vez que, com exceção do Canadá, os demais países já possuíam uma trajetória descendente da inflação antes da implantação do regime de metas. Assim, não existem argumentos sólidos que garantam que a adoção de metas inflacionárias seja a responsável pela queda da inflação. Além disso, segundo o autor, países desenvolvidos que não adotaram o regime também obtiveram sucesso no controle do nível de preços, dentre eles estão os Estados Unidos, Japão, Noruega, Dinamarca, Bélgica, Holanda, Áustria e Portugal, o que confirma mais uma vez que o regime de metas não pode explicar o bom resultado da inflação nos países desenvolvidos nos anos 1990. Outro ponto importante a ser destacado é que, tanto os países desenvolvidos que adotaram o regime, quanto os que não adotaram, apresentam crescimento semelhante, ou seja, não é evidente que o regime de metas tenha criado um cenário macroeconômico mais favorável de crescimento nos anos 1990.

A análise empírica do trabalho partiu da construção e estimação de um modelo econométrico com Séries Temporais, especialmente pela aplicação do método de Vetores Autorregressivos (VAR).

Quanto aos países emergentes, influenciados por um grande número de economistas e banqueiros centrais, como afirma Zettel (2006), adotaram o regime de metas de inflação, visando obter sucesso no controle do nível de preços, uma vez que os defensores deste regime afirmam que ele favorece a redução do patamar e da volatilidade da taxa de juros, a estabilidade do crescimento econômico e seu desempenho frente a choques e a diminuição dos custos associados aos períodos de desinflação. No entanto, os custos ou taxa de sacrifício, como coloca a autora, são maiores para as economias emergentes quando comparadas com a de economias desenvolvidas. Este argumento baseia-se na carência de uma série de pré-requisitos básicos para a adoção do regime enfrentados pelos países emergentes, dentre eles, a ausência de um mercado financeiro desenvolvido, de instituições sólidas, de bases de dados atualizadas e a falta de credibilidade nos formuladores de políticas.

### 3 Método de Abordagem

A realização da análise empírica do trabalho partiu da construção e estimação de um modelo econométrico com Séries Temporais, especialmente pela aplicação do método de Vetores Autorregressivos (VAR). Segundo Stock e Watson<sup>1</sup> (2001), citados por Gomes e Holland (2003), nesta metodologia, cada equação definida é uma regressão feita pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras

<sup>1</sup> STOCK, J. H. e WATSON, M. W. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n. 4, março 2001.

As séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das variáveis,

variáveis do modelo. Algumas vantagens desta abordagem são a falta de exigência em estipular quais variáveis são endógenas e quais são exógenas (sendo todas reconhecidas como endógenas) e também a falta de imposição de fortes restrições.

Para analisar empiricamente a eficácia da política monetária pós-regime de metas de inflação em determinar a trajetória da inflação e de variáveis macroeconômicas selecionadas, se fez necessário definir essas variáveis, e o período para a construção dos modelos econométricos.

Optou-se por utilizar no modelo econométrico somente as variáveis que são mais relevantes no estudo da política monetária, sendo que o vetor de variáveis utilizado na construção dos modelos VAR está composto das seguintes séries econômicas:

1. **SELIC:** Taxa de juros Selic do Banco Central do Brasil (definida como a série 4189, taxa de juros selic acumulada no mês, anualizada - Banco Central do Brasil);
2. **IPCA:** Índice Nacional de Preços ao Consumidor - amplo (definida como a série 433, índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA) - variação % mensal - Banco Central do Brasil);
3. **CÂMBIO:** Índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real (definida como a série 11752, índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) jun/1994=100 - Banco Central do Brasil);
4. **PIB:** Produto Interno Bruto (definido como a série 4380, PIB mensal valores correntes R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil);
5. **M1:** Meios de Pagamento (definido como a série 1824, meios de pagamento M1 R\$ (mil) - Banco Central do Brasil);

6. **CREDLIVRE:** Crédito Livre (definido como total de crédito livre R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil);
7. **CREDTOTAL:** Crédito Total (definido como total de crédito ao sistema financeiro R\$ (milhões) - Banco Central do Brasil);
8. **IGPDI:** Índice Geral de Preços (definido como IGP-DI com periodicidade mensal % a.m - IPEADATA).

Todas as séries são de periodicidade mensal e o período é de janeiro de 2000 a junho de 2009. As variáveis de PIB, M1, Crédito livre e total, foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI) para ter seus valores reais e, juntamente com a variável câmbio, foram transformadas em log para obter resultados em valor percentual. A seguir, as séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das variáveis, ou seja, a capacidade de uma variável de voltar ao nível inicial, no longo prazo, após tomar um choque. Percebeu-se que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, sendo que as variáveis IGPDI e IPCA são estacionárias em nível a 1% de significância e a SELIC é estacionária em nível a 5% de significância.

Dadas as variáveis selecionadas para o modelo econométrico, foram definidos nove modelos VAR, sendo:

- VAR 1: SELIC, PIB, IPCA;
- VAR 2: SELIC, PIB, IPCA, CÂMBIO;
- VAR 3: SELIC, PIB, IPCA, CREDTOTAL;
- VAR 4: SELIC, PIB, IPCA, CREDLIVRE;
- VAR 5: SELIC, PIB, IPCA, M1;
- VAR 6: SELIC, PIB, IPCA, IGPDI;
- VAR 7: M1, PIB, IPCA;
- VAR 8: M1, PIB, IGPDI;
- VAR 9: SELIC, PIB, IGPDI.

Segundo Gomes e Holland (2003), as matrizes de coeficientes de um VAR estimado são de difícil interpretação direta e por isso faz-se necessário a aplicação das seguintes estatísticas: Funções de Resposta a Impulso (FRI), Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Teste de Causalidade de Granger, que são definidas da seguinte maneira:

As FRI podem ser definidas como a derivada parcial de  $Y_{jt+k}$  tratadas como função do horizonte  $k$ , com respeito a um choque específico no tempo 't', mantendo todos os outros choques constantes. Na sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de  $Y_t$  ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de  $Y_t$ . A Decomposição de Variância mede a importância do erro na  $j$ th equação na explicação dos movimentos inesperados na  $i$ th variável. Quando os erros do VAR são não correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão no período 'h' em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um destes erros. O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos  $Y_{jt}$ , ajudam a prever outra variável, digamos  $Y_{it}$ , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de  $Y_{jt}$ . O teste de causalidade de Granger é o teste 'F' da hipótese que valores defasados da  $j$ th variável podem ser excluídos da equação  $i$ th na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, na previsão de  $Y_{it}$  (STOCK e WATSON, 2001, citados por GOMES e HOLLAND, 2003, p. 346 - 347).

Portanto, na sequência serão desenvolvidas a análise descritiva e a análise empírica, conforme especificado anteriormente.

## 4 Resultados e Discussões

A partir da definição dos modelos VAR, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen para verificar a existência de vetores cointegrantes, pois esta é uma exigência do modelo. Os testes para os modelos VAR 1, 7, 8 e 9 apresentaram dois vetores cointegrantes e, os testes para os modelos VAR 2, 3, 4 e 6 apresentaram três vetores cointegrantes.

Para a realização das estimações dos modelos VAR é necessário escolher adequadamente o número de defasagens a ser adotado. Para tanto, toma-se como base de informação o critério de Schwarz (SC), o qual aponta para o período analisado que o número de defasagens mais apropriado para os modelos são duas defasagens. O critério de Schwarz só não apontou duas defasagens para o VAR 7 (uma defasagem) e para o VAR 8 (três defasagens). Sendo assim, decidiu-se por adotar duas defasagens para cada modelo.

Após a obtenção dessas informações, aplica-se a Função Resposta Impulso (FRI) com a decomposição de Cholesky, com a qual verifica-se o impacto de um choque na taxa Selic sobre as demais variáveis. Neste trabalho, as FRI demonstraram o impacto (ao longo de 24 períodos) nas demais variáveis, onde o choque

de 1 desvio padrão na taxa Selic provocará uma resposta por parte das variáveis, em cada modelo VAR estimado. No período, a taxa Selic teve média de 16,6 e o desvio padrão de 3,8, o que significa que o choque é de 3,8 pontos percentuais.

O modelo VAR 1 estabelece as FRI visualizadas na figura 1.1, do anexo 1. Percebe-se que um choque de 3,8 pontos percentuais na taxa Selic, ou seja, uma política monetária restritiva, num primeiro momento provoca uma queda no PIB, que chega ao seu nível mais baixo por volta do oitavo mês e, a partir daí, volta a crescer até atingir seu estado inicial por volta do décimo nono mês. Já o efeito esperado de um choque na taxa Selic sobre o IPCA se mostra mais lento, sendo que, primeiro o IPCA dá um salto atingindo o pico já no segundo mês e, depois vai decrescendo lentamente até atingir o nível mínimo no vigésimo mês. Este salto inicial do IPCA em resposta a um aumento na Selic é conhecido como price-puzzle e pode ser explicado pelo impacto do aumento da taxa de juros sobre a dívida pública e pela permanência da alta dos preços por conta dos preços administrados. Apesar deste efeito inicial, verifica-se que o nível de preços diminui e retorna ao nível inicial no longo prazo, o que por sua vez, demonstra que a taxa Selic é instrumento de política monetária.

A análise da Decomposição da Variância mostra que a taxa Selic aumentou sua influência na variação do IPCA, ao longo do período analisado, sendo que no primeiro mês sua influência era de 3,37% e, no vigésimo quarto mês aumentou para 19,34%. Outro fato é que o IPCA passa a influenciar a Selic, em 23,6%, e o PIB, em 22,3%. Uma observação que chama a atenção na tabela 6.1 do anexo 6, é o fato de o IPCA influenciar a ele mesmo em 73,8% de sua variação, o que pode ser explicado pelo efeito da inércia inflacionária.

O teste de causalidade de Granger, na tabela 2.1 do anexo 2, indica que as variáveis influenciam umas às outras, exceto o PIB, que não influencia o IPCA. No entanto, o mais relevante é que a Selic causa o PIB e o IPCA, o que reforça a eficácia da política monetária. Para que se possa verificar efetivamente o efeito da política monetária é necessário analisar os resultados com a inclusão de outras variáveis no modelo.

A FRI para o modelo VAR 2, no qual se inclui a variável câmbio, conforme figura 1.2 do anexo 1, indica que um choque na taxa Selic faz com que o índice da taxa de câmbio aumente sem muita intensidade, ou seja, há uma pequena depreciação cambial, que atinge o pico no décimo mês e, depois declina rumo ao nível inicial. A análise da

Decomposição da Variância mostra que o câmbio possui uma influência considerável sobre as demais variáveis do modelo, sendo que ele passa a influenciar 58,4% da variação da Selic, 57,3% da variação do PIB e 31% da variação do IPCA. O teste de causalidade de Granger, na tabela 2.2 do anexo 2, confirma a forte influência do câmbio sobre as outras variáveis, uma vez que, verifica-se que o câmbio causa o PIB, a SELIC e o IPCA. A influência do câmbio, principalmente sobre o IPCA, pode ser explicada pelo grande número de contratos que são indexados à taxa de câmbio. Outra constatação é que nem SELIC, nem IPCA causam o câmbio, só o PIB pode causar, mas a um nível de significância de 10%. Se for considerado o nível de significância de 5%, nenhuma das variáveis causa o câmbio, o que demonstra que a taxa de câmbio não é objetivo da política monetária.

No modelo VAR 3, conforme figura 1.3 do anexo 1, a variável incluída foi o crédito total (CREDTOTAL) ao sistema financeiro. A FRI de Cholesky mostra que um choque na Selic, ou seja, um aperto monetário, faz com que o crédito total diminua até o nono mês, passa a aumentar até o vigésimo mês, não retornando ao nível inicial e, após o vigésimo mês cai novamente, mas com menos intensidade. Logo após o choque, o nível de crédito total entra em declínio devido à parcela de crédito com recursos livres que o compõe, o qual depende da taxa de juros. A Decomposição da Variância mostra que CREDTOTAL influencia a variação da SELIC em 21,7%, o PIB em 25,1% e o IPCA em 8,6%. Pode-se verificar também que a SELIC influencia a variação do crédito total em 11,1% e o IPCA influencia o crédito total em 26,3%. No teste de causalidade de Granger, tabela 2.3 do anexo 2, verifica-se que o CREDTOTAL causa a SELIC, o PIB e o IPCA, no entanto, ele não é causado pela SELIC, nem pelo PIB, somente pelo IPCA a um nível de significância de 5%. Isto quer dizer que, uma vez que o crédito total é composto, tanto pelo crédito livre, quanto pelo crédito direcionado, o qual não tem ligação direta com a taxa Selic, pode-se inferir que as variações na oferta de crédito total sofrem efeitos de outras variáveis que não a taxa de juros Selic.

O modelo VAR 4, no qual é incluída a variável crédito livre (CREDLIVRE), figura 1.4 do anexo 1, indica que um aumento na SELIC provoca uma queda significativa no CREDLIVRE nos treze primeiros meses. Após atingir o menor valor no décimo terceiro mês, a oferta de crédito livre volta a subir, mas sem muita intensidade, e não retorna ao nível inicial após percorridos os 24 períodos. A Decomposição da Variância mostra que o PIB é influenciado pelo crédito livre em 13,4% e que

a SELIC e o IPCA influenciam as variações do CREDLIVRE em 25,4% e 40,2%, respectivamente. No teste de causalidade de Granger, tabela 2.4 do anexo 2, pode-se verificar que o CREDLIVRE causa a SELIC e o PIB, e causa o IPCA a um nível de significância de 5%. Outra constatação é que o PIB não causa o CREDLIVRE, o IPCA causa o CREDLIVRE e, a SELIC causa o CREDLIVRE, mas a um nível de significância de 10%. A queda na oferta de crédito livre após o choque de 1 desvio padrão na taxa Selic, é a resposta esperada de uma política monetária contracionista.

No modelo VAR 5, a variável incluída foi o agregado monetário M1, figura 1.5 do anexo 2, a FRI mostra que um aumento na taxa Selic faz com que M1 aumente no primeiro e segundo mês e decline a partir daí até o décimo primeiro mês. Depois de ter seu valor mais baixo registrado no décimo primeiro mês, M1 retoma o crescimento aumentando até o vigésimo quarto período. A Decomposição da Variância indica que M1 não é responsável por grandes alterações nas demais variáveis, sendo responsável por apenas 9% da variação da Selic e 8,2% da variação do PIB. Pode-se verificar também que o PIB é responsável por 44,9% das variações de M1, ou seja, M1 depende da demanda agregada por moeda, o IPCA é responsável por 23,1% das variações de M1 e a SELIC é responsável por apenas 11,7% das variações de M1, o que demonstra que não é o objetivo da política monetária controlar o agregado monetário. O teste de causalidade de Granger, tabela 2.5 do anexo 2, confirma o que já foi explanado a respeito da influência de M1 sobre as demais variáveis, sendo que, M1 não causa o PIB, nem o IPCA e, causa SELIC somente a um nível de significância de 10%. Outra constatação do teste de causalidade de Granger é a influência do PIB sobre M1, ou seja, PIB causa M1, já o IPCA e a SELIC causam M1 somente a um nível de significância de 5%, o que comprova que o principal papel da política monetária é atingir o IPCA e não o agregado monetário M1.

O modelo VAR 6, figura 1.6 do anexo 1, onde foi incluído a variável IGP-DI, mostra que ao longo dos 24 períodos a variável sofre oscilações, sendo que, aumenta até o segundo mês, diminui até o sétimo mês, volta a aumentar até chegar no décimo nono mês e, por fim, declina até o final do período, até o vigésimo quarto mês. A análise da Decomposição da Variância mostra que o IGPDI influencia significativamente as demais variáveis, sendo responsável por 59,9% das variações da SELIC, 50,5% das variações do PIB e 45,4% das variações do IPCA. Ao contrário disto, o índice não sofre influência da SELIC, nem do PIB, somente do IPCA,

em torno de 12,3%, o que indica que, ao provocar um choque na SELIC de 1 desvio padrão, a política monetária tem como foco atingir o IPCA e não o IGP-DI. O teste de causalidade de Granger confirma esta relação entre as variáveis, indicando que IGPDI causa SELIC, PIB e IPCA, mas não é causado pela SELIC, nem pelo PIB, somente pelo IPCA.

No modelo VAR 7 o instrumento de política monetária, ou seja, a taxa Selic, foi substituída pelo agregado monetário, M1, que apresentou no período a média de 18,83 e desvio padrão de 0,17. Conforme figura 1.7 do anexo 1, a FRI indica que um choque de 1 desvio padrão em M1, ou seja, um choque de 0,17 pontos percentuais, faz com que o PIB caia até no segundo mês, aumente alcançando o pico no oitavo mês e, após o pico, passa a declinar até o final do período analisado. O IPCA aumenta até o segundo mês, alcança seu valor mais baixo no oitavo mês e, retoma a trajetória de crescimento até o final do período analisado, sem retornar ao seu nível inicial. A análise da Decomposição da Variância indica que M1 é influenciado pelo PIB e pelo IPCA, 46,1% e 34,5%, respectivamente. M1, por sua vez, não é responsável pelas variações nem do PIB, nem do IPCA. O teste de causalidade de Granger reforça estas informações, apresentando a não causalidade de M1 sobre as demais variáveis. E, como já visto na decomposição da variância, PIB causa M1 e IPCA também causa, mas a um nível de significância de 5%. A partir das informações de que M1 não causa o PIB nem o IPCA, pode-se afirmar que M1 não é o instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil.

No modelo VAR 8 ainda utiliza-se o M1 como instrumento de política monetária, mas o IPCA é substituído pelo IGP-DI para que se possa verificar se o efeito de M1 sobre o IGP-DI é o mesmo que para o IPCA, ou seja, que este efeito se apresente nulo. Pode-se visualizar na figura 1.8 do anexo 1, a FRI de M1 sobre o PIB e o IGPDI. O PIB cai até o segundo mês, sobe até o nono mês onde atinge o seu valor mais alto e volta a declinar até o final do período. O IGPDI dá um salto no segundo mês, diminui até o sexto mês e volta a se elevar até o final do período. A Decomposição da Variância mostra que as variações de M1 são influenciadas pelas variações do PIB e do IGPDI, em 43,6% e 34,5%, respectivamente. Não ocorre o mesmo quando se analisa a dependência dessas variáveis para com M1, sendo que, M1 é responsável por somente 8,2% das variações do PIB e quanto ao IGPDI, M1 não produz efeitos sobre esta variável, o que permite afirmar, mais uma vez, que M1 não é instrumento de política monetária. O teste de

causalidade de Granger, tabela 2.8 do anexo 2, confirma esta relação, visto que M1 não causa PIB nem IGPDI.

No modelo VAR 9, volta-se a trabalhar com a SELIC como instrumento da política monetária e, ao invés de usar o IPCA como nível de preços, usa-se o IGPDI. A FRI, que pode ser visualizada na figura 1.9 do anexo 1, indica que um choque de 1 desvio padrão na taxa SELIC provoca uma queda do PIB até o oitavo mês e depois ele volta a crescer até o final do período analisado. O efeito sobre o IGPDI é semelhante, diminui até o nono mês e passa a aumentar até o final do período, mas não retorna ao nível inicial. A Decomposição da Variância indica que, tanto a SELIC, quanto o PIB, sofrem variações quando o IGPDI se altera, sendo que, IGPDI influencia SELIC em 62,9% e influencia PIB em 54,3%. Como esperado, pode-se também constatar que, nem a SELIC, nem o PIB, são responsáveis pelas variações do IGPDI. Por fim, no teste de causalidade de Granger, tabela 2.9 do anexo 2, verifica-se de fato que o IGPDI causa SELIC e PIB, no entanto, o índice não é causado por nenhuma das variáveis, ou seja, está mais do que provado que o índice que a política monetária busca influenciar, através de choques na taxa SELIC, é o IPCA.

A análise empírica confirmou alguns pontos levantados durante a leitura dos trabalhos que sustentam teoricamente a monografia e, também, na análise descritiva. Primeiramente, que a política monetária pós-regime de metas de inflação tem sido eficiente para manter a inflação (IPCA) na meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional. A taxa Selic, como taxa básica de juros, é o instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central do Brasil. As demais variáveis acrescentadas nos modelos VAR 2 a VAR 9 corroboram a eficácia da política monetária pós-regime de metas de inflação e a utilização da taxa Selic como instrumento de política monetária.

## 5 Considerações Finais

A estimação dos modelos VAR, com a aplicação das funções de resposta a impulso, a decomposição da variância e os testes de causalidade de Granger, indicou que a taxa de juros Selic é, de fato, o instrumento utilizado pelo Banco Central para realizar política monetária e que a Selic é capaz de influenciar a variação da inflação.

A partir da função de resposta a impulso (FRI), verificou-se que um aumento de 1 desvio padrão (3,8 pontos percentuais) na taxa de juros Selic causa uma diminuição no IPCA ao longo dos 24 períodos analisados, o que indica que a política monetária tem cumprido o seu objetivo principal, qual seja, controlar a inflação.

A estimação dos nove modelos VAR possibilitou a observação do comportamento das variáveis selecionadas ao longo dos 24 períodos. Através da decomposição da variância e dos testes de causalidade de Granger, verificou-se que, ao utilizar M1 como instrumento de política monetária em substituição à taxa Selic, não se observam variações consideráveis na inflação, ou seja, um choque de 1 desvio padrão (0,17 pontos percentuais) em M1 não causa efeito, nem sobre o PIB, nem sobre o nível de preços. Diante disso, é possível afirmar que M1 não é a variável utilizada pela política monetária para controle da inflação. Outra constatação através dos modelos e testes foi que, ao substituir a variável IPCA pela variável IGP-DI, observou-se que a influência da taxa Selic não foi a mesma, sendo que, para as variações do IPCA, têm-se como um dos principais responsáveis a taxa de juros Selic, já no caso do IGP-DI, foi possível observar que esta variável não sofre influência da Selic, uma vez que um choque de 1 desvio padrão (3,8 pontos percentuais) na Selic não fez variar significativamente o nível de preços representado pelo IGP-DI. Diante disso, foi possível inferir que o foco da política monetária está em atingir o IPCA e não o IGP-DI.

Uma vez verificada a transmissão da política monetária através da taxa básica de juros Selic e, verificada a influência desta sobre o nível de preços, representado pelo IPCA, pode-se afirmar que, ao longo dos 24 períodos analisados, dentro do regime de metas de inflação, a política monetária tem cumprido o seu objetivo de estabilizar os preços, o que por sua vez, remete para a eficácia da política monetária dentro do regime de metas inflacionárias.

A taxa de juros Selic é, de fato, o instrumento utilizado pelo Banco Central para realizar política monetária e que a Selic é capaz de influenciar a variação da inflação.

A análise realizada neste trabalho permitiu observar qual a relação existente entre a política monetária e as variáveis selecionadas. Verificou-se que a variável utilizada como instrumento pela política monetária é, sem dúvida, a taxa de juros Selic e, as variáveis que sofrem as maiores alterações, decorrentes da variação na taxa Selic, são o PIB e a inflação. Observou-se que, para o período do regime de metas, o PIB cresceu como resultado da diminuição da Selic, no entanto, cresceu a passos lentos, a taxas pequenas, ou seja, a Selic não diminuiu o suficiente para que o produto da economia obtivesse um crescimento expressivo que pudesse alcançar o produto potencial. Quanto à inflação, considerando todo o período analisado, verificou-se que o nível de preços decresceu, em resposta à variação da taxa de juros Selic que, apesar de ter diminuído no período, ainda manteve-se em um patamar elevado, mantendo assim a estabilidade inflacionária, o que aponta para a eficácia da política monetária pós-regime de metas de inflação.

As variáveis que sofrem as maiores alterações, decorrentes da variação na taxa Selic, são o PIB e a inflação.

- Recebido em: 28/12/2010
- Aprovado em: 10/03/2011

## Referências

- CURADO, M. L.; DEZORDI, L. L. **A condução da política monetária brasileira, no regime de metas de inflação:** uma análise da regra de Taylor. 2004. Disponível em: <<http://www.fae.edu/intelligentia/publicador/conteudo/foto/6620052004-2005-2017-MarceloeLucas-AConduçãodaPolíticaMonetáriaBrasileira.pdf>>. Acesso em: 24 abr. 2009.
- FONSECA, M. W. da. **Mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil:** uma análise pós-regime de metas de inflação. 2008, 222 p. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.
- \_\_\_\_\_. Política monetária e o canal de crédito no Brasil: uma revisão de literatura. In: OREIRO, J. L.; PAULA L. F.; SOBREIRA, R. **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação:** teoria e experiência brasileira. Rio de Janeiro: FGV Editora, 2009.
- GIAMBIAGI, F.; CARVALHO, J. C. **As metas de inflação:** sugestões para um regime permanente. 2001. Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/Td/Td-86.pdf>>. Acesso em: 28 abr. 2009.
- GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Economia**, Niterói, RJ, v. 4, n. 2, p. 333-361, jul./dez. 2003.
- LIBÂNIO, G. A. **Temas de política monetária:** uma perspectiva pós-keynesiana. 2004. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/TD/TD%20229.pdf>>. Acesso em: 06 abr. 2009.
- MONTES, G. C. Metas de inflação em perspectiva: a influência do trinômio reputação-credibilidade-transparência sobre a economia. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 4, out./dez. 2008. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rep/v28n4/v28n4a07.pdf>>. Acesso em: 13 maio 2009.
- PELICIONE, L. A.; RESENDE, M. F. da C. **Metas de inflação, política monetária e investimento:** um estudo com dados de painel para dezessete países. 2007. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A135.pdf>>. Acesso em: 03 maio 2009.
- ROCHA, M.; OREIRO, J. L. **A experiência internacional de regimes de metas de inflação:** uma análise com painel dinâmica. 2008. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-635120080004q00004&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-635120080004q00004&script=sci_arttext)>. Acesso em: 13 mar. 2009.
- SICSÚ, J. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.22, n.1 (85), jan./mar. 2002. Disponível em: <[http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/teoria\\_e\\_evidencias\\_do\\_regime.pdf](http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/teoria_e_evidencias_do_regime.pdf)>. Acesso em: 14 maio 2009.
- TELES, V. K.; NEMOTO, J. **O regime de metas de inflação do Brasil é crível?**. 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402005000300006&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402005000300006&script=sci_arttext)>. Acesso em: 14 mar. 2009.
- ZETTEL, A. P. F. V. **A experiência de Chile, México e Brasil sob o regime de metas de inflação:** uma comparação internacional. 2006. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/10108/000595746.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 13 maio 2009.

FUNÇÃO RESPOSTA IMPULSO

Figura 1.1 – Função resposta impulso modelo VAR 1

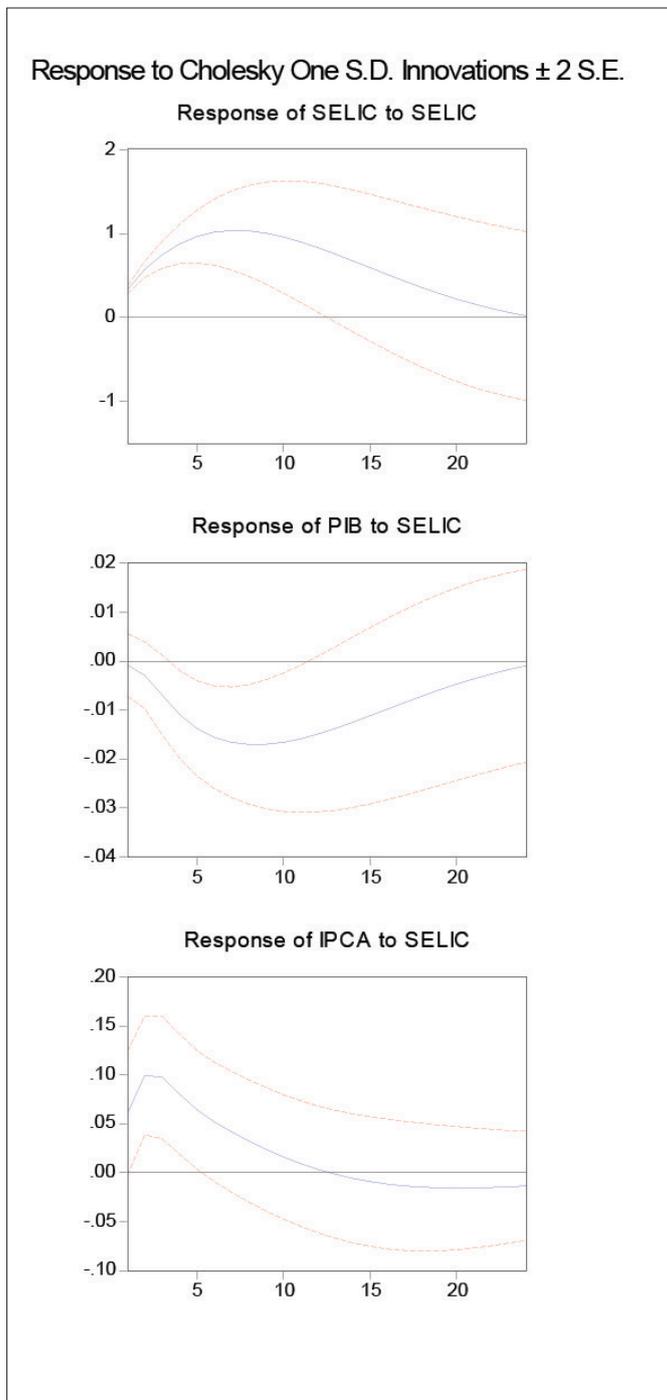


Figura 1.2 - Função resposta impulso modelo VAR 2

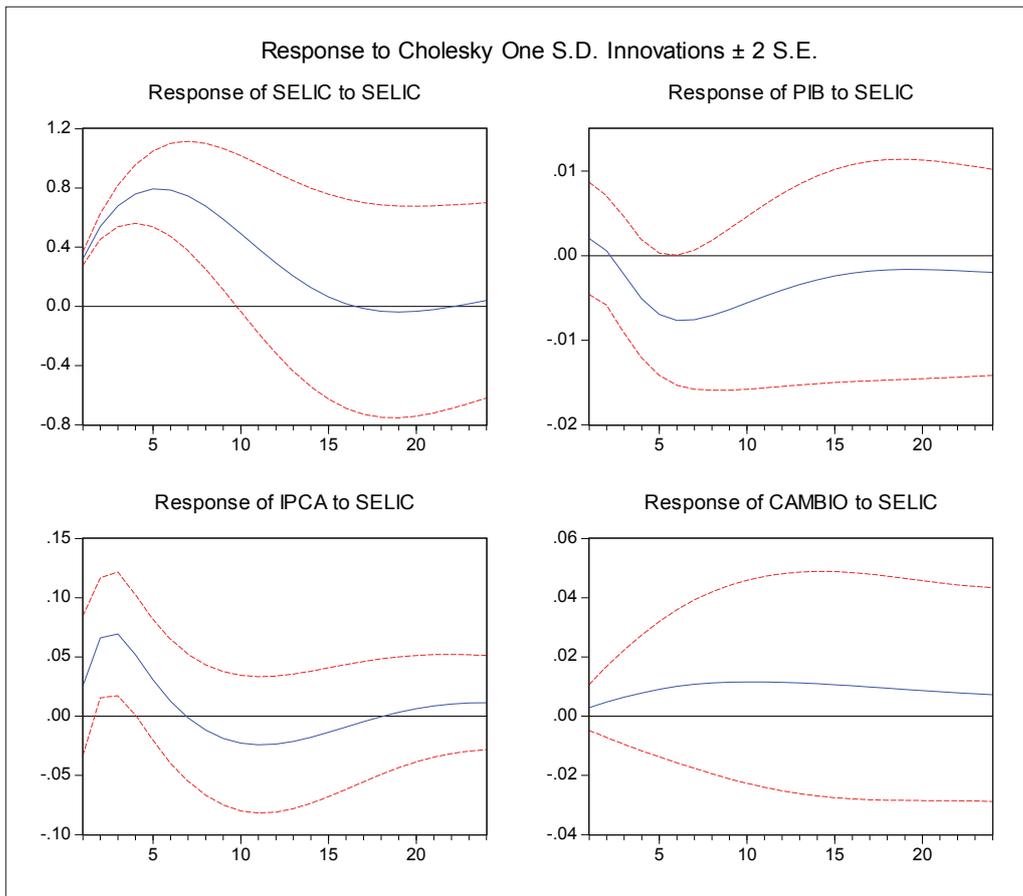


Figura 1.3 - Função resposta impulso modelo VAR 3

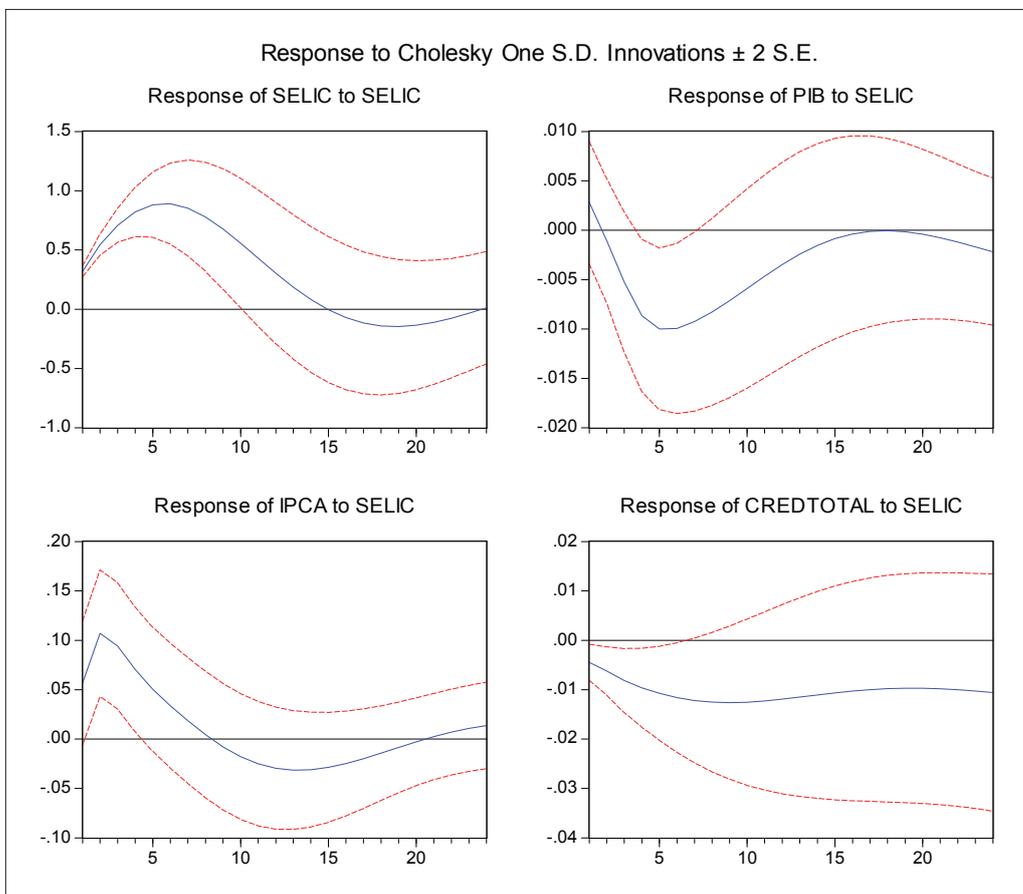


Figura 1.4 - Função resposta impulso modelo VAR 4

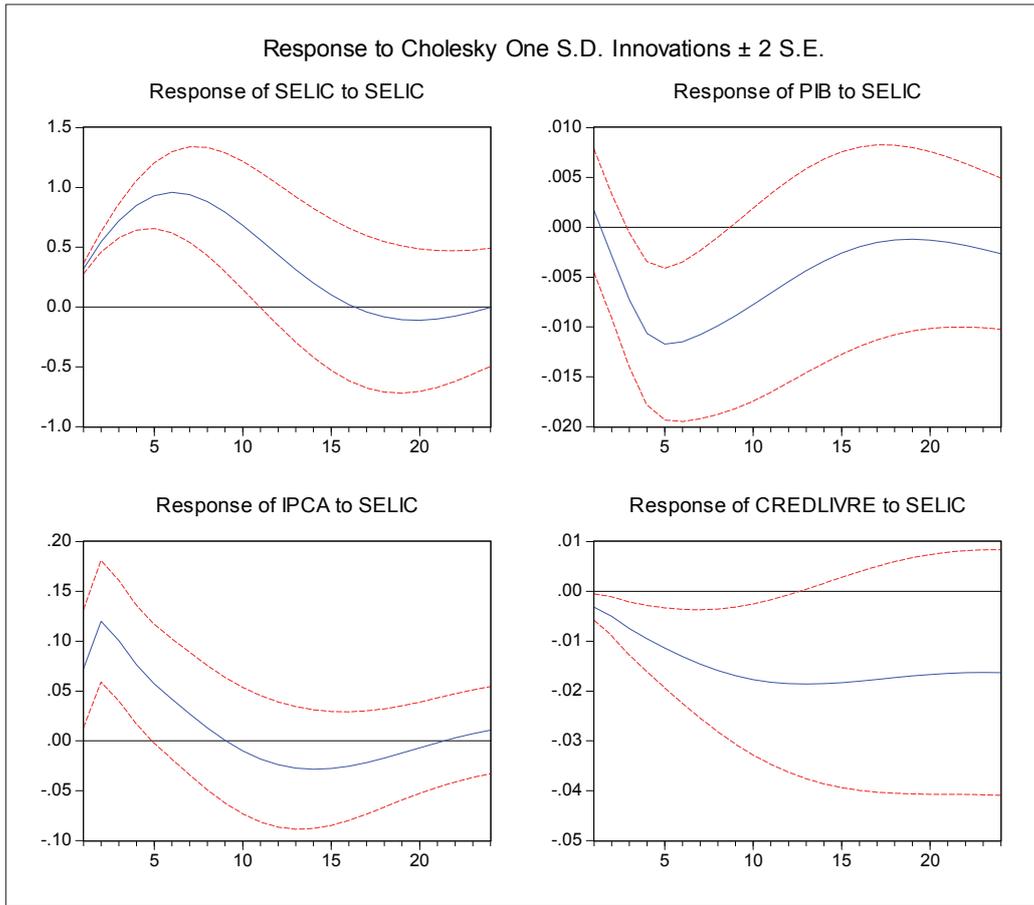


Figura 1.5 - Função resposta impulso modelo VAR 5

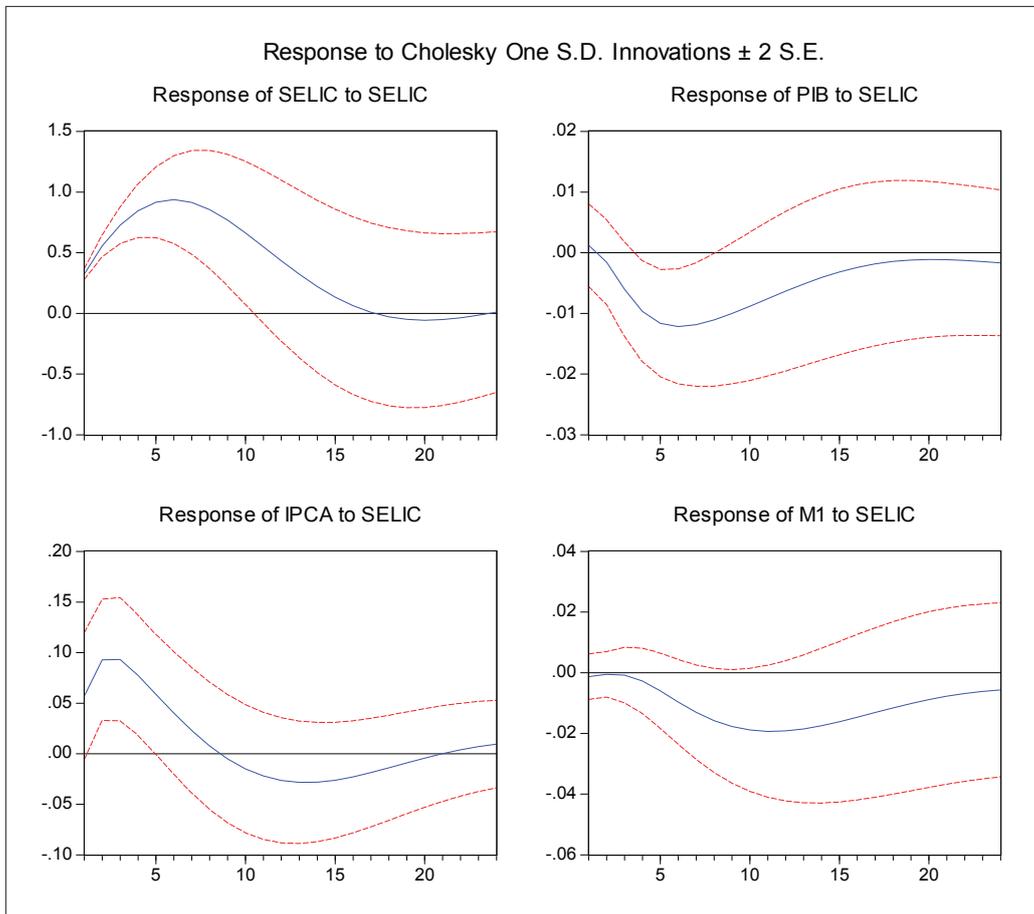


Figura 1.6 - Função resposta impulso modelo VAR 6

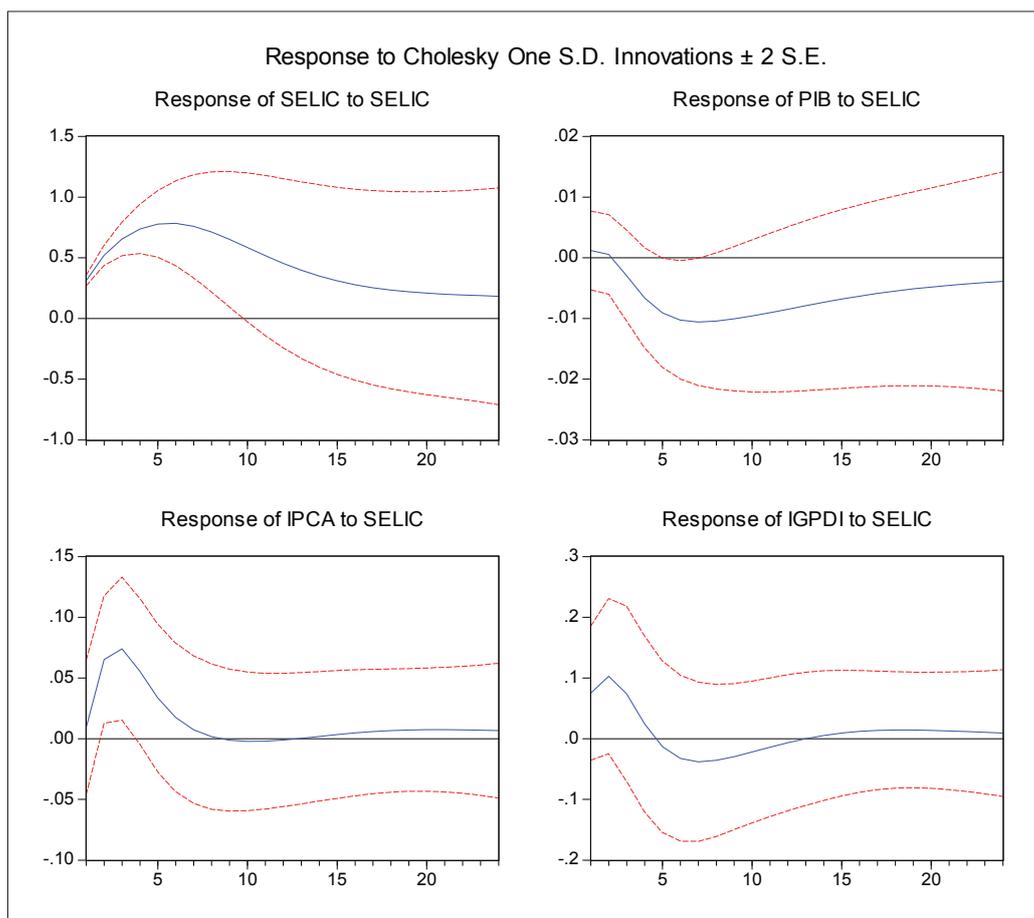


Figura 1.7 – Função resposta impulso modelo VAR 7

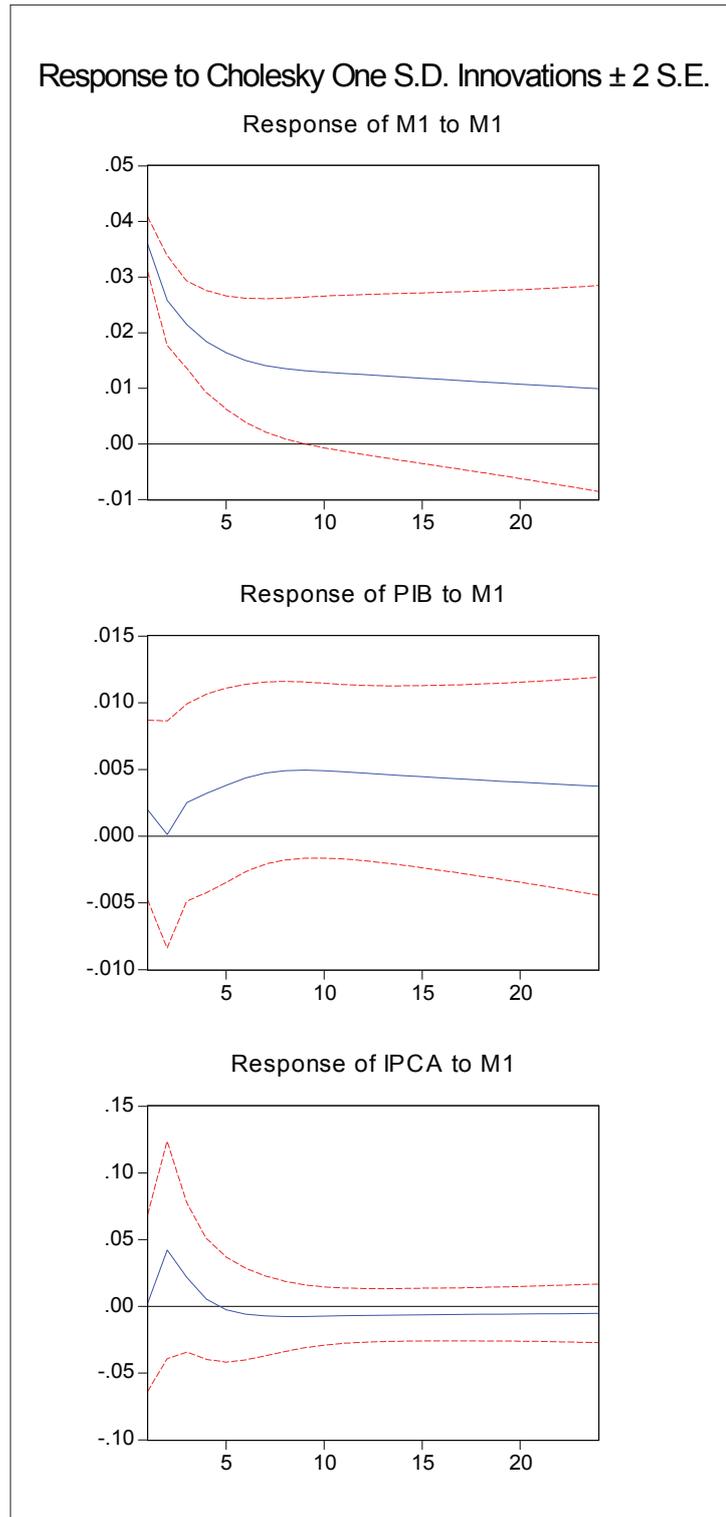


Figura 1.8 - Função resposta impulso modelo VAR 8

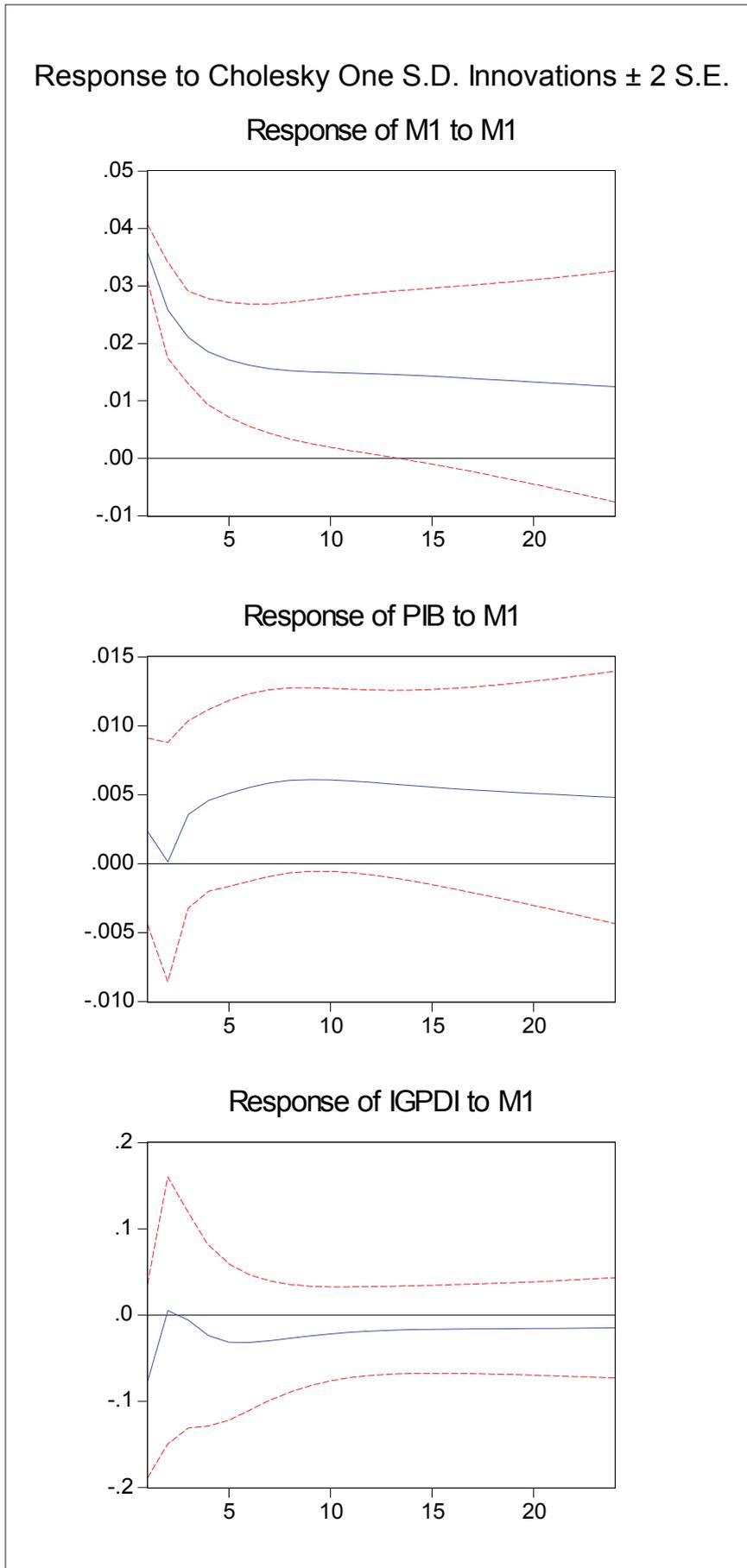
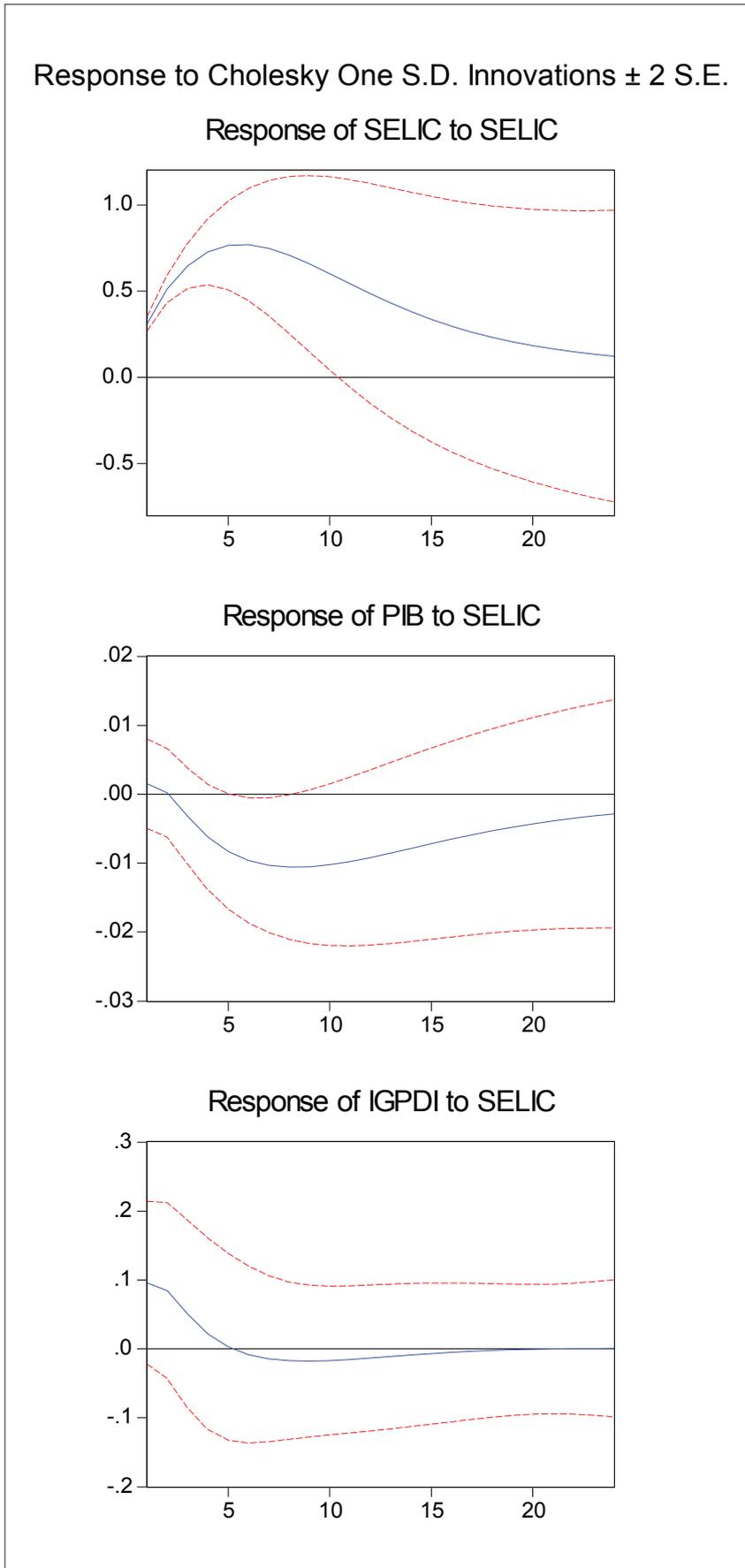


Figura 1.9 - Função resposta impulso modelo VAR 9



## TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Tabela 2.1 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 1

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB	5.69541	0.0045	
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA	4.77012	0.0104	
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA	0.85483	0.4282	

Tabela 2.2 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 2

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB		5.69541	0.0045
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.77012	0.0104
CAMBIO does not Granger Cause SELIC	112	8.86793	0.0003
SELIC does not Granger Cause CAMBIO		0.04907	0.9521
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA		0.85483	0.4282
CAMBIO does not Granger Cause PIB	112	12.9160	9.E-06
PIB does not Granger Cause CAMBIO		2.74047	0.0691
CAMBIO does not Granger Cause IPCA	112	11.9984	2.E-05
IPCA does not Granger Cause CAMBIO		0.18313	0.8329

Tabela 2.3 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 3

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB	5.69541	0.0045	0.0038
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA	4.77012	0.0104	0.0043
CREDTOTAL does not Granger Cause SELIC	112	7.81470	0.0007
SELIC does not Granger Cause CREDTOTAL	1.60076	0.2065	0.0003
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA	0.85483	0.4282	0.0008
CREDTOTAL does not Granger Cause PIB	112	12.7590	1.E-05
PIB does not Granger Cause CREDTOTAL	0.08163	0.9217	9.E-06
CREDTOTAL does not Granger Cause IPCA	112	7.03819	0.0013
IPCA does not Granger Cause CREDTOTAL	3.68252	0.0284	2.E-05
IPCA does not Granger Cause CAMBIO		0.18313	0.8329

**Tabela 2.4 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 4**

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB		5.69541	0.0045
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.77012	0.0104
CREDLIVRE does not Granger Cause SELIC	112	5.48850	0.0054
SELIC does not Granger Cause CREDLIVRE		2.63012	0.0767
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA		0.85483	0.4282
CREDLIVRE does not Granger Cause PIB	112	17.4150	3.E-07
PIB does not Granger Cause CREDLIVRE		1.28456	0.2810
CREDLIVRE does not Granger Cause IPCA	112	4.62883	0.0118
IPCA does not Granger Cause CREDTOTAL		8.80257	0.0003
IPCA does not Granger Cause CREDLIVRE		0.18313	0.8329

**Tabela 2.5 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 5**

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB		5.69541	0.0045
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.77012	0.0104
M1 does not Granger Cause SELIC	112	3.00063	0.0540
SELIC does not Granger Cause M1		4.22425	0.0171
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA		0.85483	0.4282
M1 does not Granger Cause PIB	112	2.19962	0.1158
PIB does not Granger Cause M1		22.5800	7.E-09
M1 does not Granger Cause IPCA	112	1.01281	0.3667
IPCA does not Granger Cause M1		3.34595	0.0389

**Tabela 2.6 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 6**

Sample: 2000M01 2009M06			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB		5.69541	0.0045
IPCA does not Granger Cause SELIC	112	5.73037	0.0043
SELIC does not Granger Cause IPCA		4.77012	0.0104
IGPDI does not Granger Cause SELIC	112	13.2768	7.E-06
SELIC does not Granger Cause IGPDI		0.04987	0.9514
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA		0.85483	0.4282
IGPDI does not Granger Cause PIB	112	7.29336	0.0011
PIB does not Granger Cause IGPDI		0.26102	0.7708
IGPDI does not Granger Cause IPCA	112	15.1449	2.E-06
IPCA does not Granger Cause IGPDI		6.89200	0.0015

**Tabela 2.7 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 7****Sample: 2000M01 2009M06****Lags: 2**

<b>Null Hypothesis:</b>	<b>Obs</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
PIB does not Granger Cause M1	112	22.5800	7E-09
M1 does not Granger Cause PIB		2.19962	0.1158
IPCA does not Granger Cause M1	112	3.34595	0.0389
M1 does not Granger Cause IPCA		1.01281	0.3667
IPCA does not Granger Cause PIB	112	7.56433	0.0008
PIB does not Granger Cause IPCA		0.85483	0.4282

**Tabela 2.8 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 8****Sample: 2000M01 2009M06****Lags: 2**

<b>Null Hypothesis:</b>	<b>Obs</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
PIB does not Granger Cause M1	112	22.5800	7E-09
M1 does not Granger Cause PIB		2.19962	0.1158
IGPDI does not Granger Cause M1	112	0.27327	0.7614
M1 does not Granger Cause IGPDI		1.52290	0.2228
IGPDI does not Granger Cause PIB	112	7.29336	0.0011
PIB does not Granger Cause IGPDI		0.26102	0.7708

**Tabela 2.9 – Teste de causalidade de Granger para o grupo VAR 9****Sample: 2000M01 2009M06****Lags: 2**

<b>Null Hypothesis:</b>	<b>Obs</b>	<b>F-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
PIB does not Granger Cause SELIC	112	5.88396	0.0038
SELIC does not Granger Cause PIB		5.69541	0.0045
IGPDI does not Granger Cause SELIC	112	13.2768	7E-06
SELIC does not Granger Cause IGPDI		0.04987	0.9514
IGPDI does not Granger Cause PIB	112	7.29336	0.0011
PIB does not Granger Cause IGPDI		0.26102	0.7708