

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

EDUARDO CARDEAL TOMAZZIA

**TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: QUEBRAS ESTRUTURAIS E
EFEITOS SETORIAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-REAL**

**FLORIANÓPOLIS
2009**

EDUARDO CARDEAL TOMAZZIA

**TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: QUEBRAS ESTRUTURAIS E
EFEITOS SETORIAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-REAL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro Sócio-Econômico da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer.

FLORIANÓPOLIS
2009

T655t Tomazzia, Eduardo Cardeal

Transmissão da política monetária: quebras estruturais e efeitos setoriais na economia brasileira pós-real / Eduardo Cardeal Tomazzia ; orientador Roberto Meurer. – Florianópolis, 2009.
108f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2009.

Inclui bibliografia

1. Política monetária – Brasil. 2. Relações intersetoriais. 3. Brasil – Política econômica. 4. Brasil – Metas de inflação. I. Meurer, Roberto.
II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU: 33

EDUARDO CARDEAL TOMAZZIA

**TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: QUEBRAS ESTRUTURAIS E
EFEITOS SETORIAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-REAL**

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do Grau de Mestre em Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina e aprovada, em sua forma final, em 29 de junho de 2009.

Prof. Dr. Roberto Meurer
Coordenador do Programa

Apresentada à Comissão Examinadora composta pelos professores:

Prof. Dr. Roberto Meurer
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico
Universidade Federal do Paraná

Prof. Dr. Eraldo Sergio Barbosa da Silva
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal de Santa Catarina

**Aos meus pais, Lúcia Davina e José
Augustinho, com amor.**

AGRADECIMENTOS

A minha família, em especial aos meus pais, pelos valores, exemplo e apoio que me proporcionaram ao longo da minha caminhada, e aos meus irmãos, pela amizade incondicional.

À Suliani, por todo o amor e companheirismo.

Aos colegas do mestrado, em especial ao Felipe e ao Bruno, que me ajudaram até a reta final do curso.

Ao Prof. Roberto Meurer, que desde a graduação vem sendo um grande incentivador na minha vida acadêmica e profissional.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC, que me proporcionaram um valioso aprendizado, muitos deles desde a graduação.

À ELETROSUL, por apoiar a realização deste mestrado.

TOMAZZIA, Eduardo Cardeal. **Transmissão da Política Monetária: Quebras Estruturais e Efeitos Setoriais na Economia Brasileira Pós-Real**, 2009. 108f. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2009.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

RESUMO

Este estudo tem como objetivo investigar características importantes da política monetária e sua transmissão na economia brasileira entre 1995 e 2009, entre elas as respostas das principais variáveis macroeconômicas aos choques de política monetária exógena e não esperada, as quebras estruturais destas relações e também a reação da produção industrial desagregada. Para tanto, utilizou-se da estimação de modelos VAR e SVAR para captar o efeito exógeno da política monetária, cuja identificação das restrições foi realizada por métodos de análise sistêmica de estruturas. Além disso, a estabilidade dos parâmetros estimados foi flexibilizada pela estimação de modelos MS-VAR, o que trouxe *insights* sobre as mudanças estruturais da economia brasileira. Foram identificados três regimes de transmissão da política monetária: (i) 1995 a 1998, coincidente com o regime de câmbio semi-fixo, com a taxa de câmbio sendo o elemento preponderante na definição da taxa SELIC, que cumpria a função de absorver dos choques externos; (ii) 1999 a meados de 2003, período marcado pela estruturação do regime de metas inflacionárias, de início da flutuação cambial e de choques às variáveis macroeconômicas decorrentes de dúvidas quanto ao abastecimento energético, da sucessão presidencial e da construção da reputação da política monetária do governo Lula; e (iii) de meados de 2003 a 2009, que corresponde à consolidação do regime de metas inflacionárias, o que é visto pela predominância do nível de preços na função de reação do Banco Central. A efetividade da política monetária também é aumentada, visto que o efeito da SELIC na produção industrial e no nível de preços se torna negativa, sendo estatisticamente significativo para a primeira. A estimação das Funções de Impulso e Resposta apresentou alguns fatos relevantes: (i) a produção é consistentemente afetada pelo choque monetário, sendo que o efeito máximo ocorre entre dois e quatro meses e o nível de produção industrial volta à sua tendência de longo prazo em até um ano; (ii) a taxa de juros de curto prazo afeta as de longo prazo com pouca defasagem; (iii) as alterações na estrutura a termo geram respostas negativas na produção industrial, uma evidência de um mecanismo de transmissão da política através da estrutura a termo; (iv) choques nas expectativas de taxas de juros impactam positivamente a taxa de juros de curto prazo; (v) verifica-se a ocorrência dos efeitos *price puzzle* e *pass-through* em relação ao efeito da política monetária e da taxa de câmbio no nível de preços, respectivamente; e (vi) a resposta da SELIC ao choque inflacionário se mostrou crescente ao longo dos regimes, o que indica o fortalecimento do regime de metas de inflação. No que tange às respostas dos setores industriais, os de Bens de Consumo Duráveis e de Capital mostram as duas maiores reações, seguidos do setor de Bens Intermediários e de Consumo Semi e Não-Duráveis, sendo o último muito pouco afetado. Os testes dos setores desagregados por tipo de bem tiveram resultados semelhantes a estes grupos, e confirmam muitos dos achados de estudos sobre a transmissão da política monetária no Brasil e no mundo.

Palavras-chave: mecanismo de transmissão monetária, efeitos setoriais, quebras estruturais, Brasil, metas de inflação.

ABSTRACT

This study aims to examine important issues of monetary policy and its transmission in the Brazilian economy between 1995 and 2009, such as the responses of macroeconomic variables to monetary unexpected exogenous shocks, the structural breaks of these relations and the disaggregated industrial reaction. We used VAR and SVAR models to capture the exogenous portion of monetary policy actions, as well as systemic analysis techniques to determine the structure of the models. It was also employed MS-VAR models, to relax the parameter stability hypothesis, which brought insights about structural breaks hitting the Brazilian economy. Three regimes were identified: (i) from 1995 to 1998, the currency peg regime, where the exchange rate was the main objective of the SELIC rate's definition used to absorb external shocks; (ii) from 1999 to mid-2003, period of the implementation of the inflation target regime, of floating exchange rates, and of several macroeconomic shocks from the menace of blackouts and economic policy rupture, and subsequent construction of Lula's policies' reputation; and (iii) from mid-2003 to early 2009, with the consolidation of the inflation target regime, which is perceived by the prevalence of the price level in the central bank's reaction function. The effect of the SELIC on industrial production and price level becomes negative, which indicates the increase of monetary policy efficiency. Estimation of impulse-response functions presented important facts: (i) production is consistently affected by monetary shocks, with the maximum effect taking place between two and four months, and coming to its long run tendency after one year; (ii) short term interest rate affects long term interest rates with short delay, (iii) shocks on term structure generate negative responses of production, an evidence of the transmission of monetary policy through the term structure; (iv) shocks on interest rate expectations have a direct impact on short term interest rates; (v) that are price puzzle and pass-through effects on the effects of exogenous monetary policy and exchange rate on price level, respectively; and (vi) the increasing response of SELIC to inflationary shocks through the regimes, which indicates the strengthening of the inflation target regime. As for the sectoral responses, durable and capital goods sectors showed the highest responses to monetary policy, followed by intermediary and non and semi durables, the last with almost no response. Disaggregated sectors by category of use showed similar results, and confirmed many of the findings of previous researches on monetary policy transmission.

Keywords: monetary transmission mechanism, sectoral effects, structural breaks, Brazil, inflation targeting.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação das relações contemporâneas dos resíduos em DAGs.....	37
Figura 2 – Testes DAGs para os resíduos dos VARs reduzidos e para as variáveis endógenas: 06/1995 a 01/2009	47
Figura 3 – Testes DAGs para os resíduos do VAR(2) reduzido: 08/2003 a 01/2009	58

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa SELIC em % a.a. – jun/1995 a jan/2009.....	30
Gráfico 2 – IRFs do Modelo SVAR Geral – 06/1995 a 01/2009	49
Gráfico 3 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: PIG (%)	60
Gráfico 4 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SWAP (um desvio-padrão), Resposta: PIG (%).	60
Gráfico 5 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: SWAP (p.p.).....	61
Gráfico 6 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SWAP (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).	62
Gráfico 7 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).	63
Gráfico 8 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC e SWAP (um desvio-padrão), Resposta: EI (p.p.).	64
Gráfico 9 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: CAMBIO (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).	64
Gráfico 10 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: PIG (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).	65
Gráfico 11 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: EI (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).	66
Gráfico 12 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: CAMBIO (%).	67
Gráfico 13 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: M3 (%).	67
Gráfico 14 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: PIG (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).	68
Gráfico 15 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: IPCA (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).	69
Gráfico 16 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: EI (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).	70

Gráfico 17 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: CAMBIO (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).....	71
Gráfico 18 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: M3 (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).....	72
Gráfico 19 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Agregados por Categoria de Uso (%).	73
Gráfico 20 – Decomposição da Variância – Setores Industriais Agregados por Categoria de Uso.	75
Gráfico 21 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados ao Consumo Semi e Não Duráveis (%).	76
Gráfico 22 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados ao Consumo Duráveis e Bens de Capital (%).	77
Gráfico 23 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados à Indústria Intermediária (%).	78

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Nome, descrição, disponibilidade e fonte das variáveis utilizadas no Modelo Geral	42
Quadro 2 – Variáveis de produção industrial dos modelos específicos.	43
Quadro 3 – Modelos considerados e nomenclatura utilizada.....	59

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Critérios de Escolha de Defasagens no MSIAH(2)-VAR(p) – 06/1995 a 01/2009	51
Tabela 2 – Parâmetros Estimados no MSIAH(3)-VAR(1) – 06/1995 a 01/2009	54

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Vector Autoregression ou Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Markov Switching Vector Autoregression (MS-VAR)

Structural Vector Autoregression (SVAR)

Vector Error Correction Model (VECM)

Impulse-Response Functions ou Funções de Impulso e Resposta (IRFs)

Directed Acyclical Graphs ou Grafos Acíclicos Diretos (DAGs)

Factor Augmented Vector Autoregression (FAVAR)

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	15
1.1	JUSTIFICATIVA	17
1.2	ESTRUTURA DO TRABALHO	18
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	19
2.1	MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	19
2.1.1	Canal da Taxa de Juros	19
2.1.2	Canal da Taxa de Câmbio	20
2.1.3	Canal do Preço dos Ativos	20
2.1.4	Canal do Crédito.....	22
2.2	MENSURAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA, MUDANÇAS ESTRUTURAIS E EFEITOS SETORIAIS	23
2.2.1	Estudos sobre os Efeitos Desagregados e Setoriais da Política Monetária.....	23
2.2.2	Estudos das Mudanças Estruturais da Transmissão da Política Monetária	25
2.3	MENSURAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL	26
2.4	A POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO DE ANÁLISE	29
3	METODOLOGIA DA PESQUISA	31
3.1	A IDENTIFICAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	31
3.2	MODELOS VAR.....	32
3.3	MODELOS SVAR.....	33
3.4	FUNÇÕES DE IMPULSO E RESPOSTA	35
3.5	IDENTIFICAÇÃO DO SVAR.....	36
3.6	ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS E OS MODELOS MS-VAR	38
3.7	MODELOS GERAL E ESPECÍFICOS E AS VARIÁVEIS UTILIZADAS	41
3.8	ETAPAS DOS TESTES ESTATÍSTICOS	44
3.9	RESTRICÇÕES E LIMITAÇÕES DO ESTUDO	45
4	DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	47
4.1	TESTES DO MODELO GERAL PARA O PERÍODO 1995-2009.....	47
4.2	TESTES DOS MODELOS MS-VAR.....	50
4.3	TESTES DO MODELO GERAL INCORPORANDO OS REGIMES ESTIMADOS	55
4.3.1	Testes para o período 06/1995 a 12/1998	55
4.3.2	Testes para o período 01/1999 a 07/2003	56
4.3.3	Testes para o período 10/2000 a 01/2009	56

4.3.4 Testes para o período 10/2000 a 01/2009 – Modelo com Expectativas	57
4.3.5 Testes para o período 08/2003 a 01/2009	57
4.3.6 Testes para o período 08/2003 a 01/2009 – Modelo com Expectativas	58
4.4 ANÁLISE COMPARATIVA DOS MODELOS ESTIMADOS	58
4.4.1 Política Monetária, Produção e a Estrutura a Termo	59
4.4.2 Resposta dos Preços e Expectativas de Inflação ao Choque Monetário.....	62
4.4.3 Efeito da Política Monetária no Câmbio e no Agregado Monetário	66
4.4.4 Reação da SELIC às demais variáveis	67
4.4 EFEITOS SETORIAIS DA POLÍTICA MONETÁRIA	72
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	79
REFERÊNCIAS.....	85
APÊNDICE	89

1 INTRODUÇÃO

A política monetária tem efeitos significativos na atividade real de uma economia? Esta é uma questão de grande importância, não apenas para os economistas, dada a relevância dos efeitos que gera na economia. Atualmente parece haver um crescente consenso que a política monetária tem efeitos reais, pelo menos no curto prazo. Por isso, a discussão parece ter migrado de se a política monetária tem efeitos reais para como isso ocorre.

Desde que os estudos seminais de Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1992) deram as bases para uma extensa literatura na aplicação de modelos *Vector Autoregression* (VAR) na mensuração dos efeitos de choques de política monetária em variáveis macroeconômicas, cuja grande inovação é não requerer a formulação de modelos estruturais mais completos, as pesquisas têm se desenvolvido em várias linhas. Uma destas vertentes, presente em estudos como o de Boivin e Giannoni (2006), é a identificação de mudanças de eficácia da política monetária decorrentes de mudanças no funcionamento da economia, de transformações estruturais no efeito da política. A idéia central é que inovações financeiras, mudanças graduais de comportamento e transformação nos níveis e na volatilidade de variáveis macroeconômicas, e mesmo na forma como a política econômica é conduzida, considerando que os agentes têm expectativas racionais, levariam a alterações nas suas previsões e causando modificações nos diversos mecanismos de transmissão.

No Brasil, Lopes (1997) admite que o desmonte das estruturas e comportamentos advindos do período de alta inflação ocorreu gradualmente a partir das medidas de estabilização decorrentes do Plano Real, e a política monetária se fortaleceu gradativamente com este movimento. As sucessivas transformações das condições macroeconômicas da economia brasileira – implantação e consolidação da estabilidade sob câmbio semi-fixo; flutuação do câmbio e estabelecimento do regime de metas inflacionárias, em período de incertezas políticas; e, por fim, o amadurecimento destes regimes e maior estabilidade de variáveis como a taxa de câmbio e taxas de juros – tiveram efeitos sobre as estruturas e o comportamentos dos agentes, que resultam em perguntas de que mudanças foram estas, e qual a sua magnitude.

A partir dos métodos de Chow (1960), abordagens econométricas foram desenvolvidas para captar as mudanças estruturais na economia. Entre os principais estudos nesta linha, podem-se citar os de Cogley e Sargent (2004), que trata os parâmetros como variáveis latentes estimadas pelo Filtro de Kalman, e o de Sims e Zha (2006), em que os parâmetros mudam conforme uma variável latente de estado que segue um Processo de Mudança Markoviana

(*Markov Switching Process*). Estes testes consideram as mudanças de resposta dos agentes econômicos diante de mudanças qualitativas, de regime, que podem ser aplicadas no estudo de impacto de política monetária considerando a Crítica de Lucas (1976).

Um importante método, introduzido por Hamilton (1989), de modelagem de mudanças de regime, deu origem a várias abordagens baseadas na Mudança Markoviana (*Markov Switching Models*). Nesta modelagem, os parâmetros de um processo auto-regressivo são vistos como produtos de um processo Markoviano de estado discreto. As mudanças não são determinadas *a priori*, mas são feitas inferências probabilísticas sobre o estado (regime) e sua mudança, por meio de algoritmos de filtros iterativos não-lineares.

Uma técnica desenvolvida a partir deste referencial é o *Markov Switching Vector Autoregression* (MS-VAR), introduzido por Krolzig (1997), uma abordagem de análise de sistemas lineares multivariados sujeitos a mudanças de regime, cuja idéia geral é que os parâmetros do processo estocástico variam com o tempo, mas são constantes em relação à variável discreta não observável (regime).

Outro tema de destaque atual é a análise dos efeitos setoriais da política monetária. Este aspecto tem profundas implicações para uma gestão macroeconômica que leva em conta efeitos diversos sobre vários setores da economia e divisão regional da produção. Portanto, uma inovação de política com pouca repercussão no agregado pode conduzir a grandes restrições em alguns setores, e ainda apresentar dinâmica temporal de transmissão heterogênea. Uma grande crítica à política fiscal é a heterogeneidade de seu efeito, que invariavelmente favorece algum setor específico. A política monetária, tida como mais neutra que a fiscal, também pode ter efeitos desiguais entre os setores da economia, e conhecer estes efeitos é relevante para as decisões de política.

Adicionalmente, o conhecimento da dinâmica setorial pode levar a uma ciência mais profunda dos mecanismos de transmissão de política monetária. Trabalhos como os de Gertler e Gilchrist (1993) e Bernanke e Gertler (1995) foram pioneiros em utilizar a distribuição setorial dos efeitos de política monetária para inferir sobre o papel do mecanismo de transmissão do crédito. Por fim, o conhecimento de setores que respondem mais prontamente pode ajudar a definir termômetros de resposta futura, assim como antever mais facilmente a resposta de setores cujo impacto ocorre com maior defasagem.

A temática dos efeitos setoriais heterogêneos da política monetária é bem desenvolvida internacionalmente. Muitas pesquisas têm sido realizadas no contexto da União Européia, com inter-relação com efeitos regionais, uma vez que uma mesma decisão de política afeta vários países, que possuem particularidades na composição de sua produção.

A primeira abordagem apresentada, de quebras estruturais dos mecanismos de transmissão, busca mensurar o efeito de política mutável em relação à intensidade, defasagem, e variância, ao longo do tempo, e dependente de diferentes regimes, enquanto a segunda procura identificar as disparidades de efeito sobre diferentes setores da economia. Com o uso da metodologia aplicada a estas abordagens, é possível investigar algumas questões relevantes sobre os efeitos da política monetária no Brasil.

Qual é o efeito da política monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas no Brasil após a estabilização monetária? Este efeito é constante através do tempo, considerando que transformações qualitativas ocorrem, e quais são as diferenças entre os períodos? Como é a distribuição do efeito da política monetária sobre os setores industriais?

Assim, este estudo tem como objetivo mensurar o impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e a inter-relação da definição da variável de política monetária no Brasil pós-estabilização monetária, assim como verificar as mudanças ocorridas nestas relações ao longo do tempo e a resposta de setores industriais específicos.

1.1 JUSTIFICATIVA

O entendimento dos efeitos da política monetária e das transformações ocorridas nos seus mecanismos é relevante do ponto de vista positivo, uma vez que contribui para a compreensão da economia brasileira após a estabilização monetária. Também contribui para a discussão normativa, pois levanta elementos importantes para a modelagem de efeitos futuros de políticas a serem adotadas, mesmo quando o impacto destas políticas tenha o potencial de ruptura da estrutura de efeitos vigente no momento de sua implantação, ou ocorra após transformações relevantes decorrentes de outros fatores.

A discussão dos efeitos da política para setores industriais específicos é relevante para a explicação e previsão de efeitos futuros da política monetária, uma vez que podem ser identificados setores que respondem mais prontamente à política, que podem ser utilizados como sinalizadores dos efeitos da política monetária, além de ter o potencial de caracterizar melhor os canais de transmissão. Além disso, constitui um estudo, pelo nosso conhecimento, ainda não realizado no âmbito nacional.

1.2 ESTRUTURA DO TRABALHO

A presente dissertação está dividida em cinco capítulos, nos quais são abordados: (1) Introdução; (2) Fundamentação Teórica; (3) Metodologia da Pesquisa; (4) Descrição e Análise dos Resultados; e (5) Considerações Finais.

No primeiro capítulo, composto pela introdução, apresenta-se as considerações iniciais, o tema, o problema de pesquisa, o objetivo, a justificativa e a organização do trabalho.

Na parte referente à fundamentação teórica são abordados aspectos conceituais sobre o estudo, dando suporte à análise dos resultados. Os tópicos que abrangem a fundamentação teórica são: os mecanismos de transmissão da política monetária, revisão de trabalhos sobre a mensuração dos efeitos da política monetária no mundo e no Brasil e um breve histórico da política monetária no período de análise.

Os procedimentos metodológicos para a consecução do trabalho estão divididos em: identificação da política monetária, modelos VAR, modelos SVAR, Funções de Impulso Resposta, identificação da estrutura do SVAR, estabilidade dos parâmetros e definição do período de análise, descrição dos modelos geral e específicos e das variáveis utilizadas, descrição dos procedimentos estatísticos e restrições e limitações do estudo.

O capítulo que trata da descrição e análise dos resultados apresenta os resultados dos testes do modelo geral, para os diversos sub-períodos, e dos modelos MS-VAR, de modo a avaliar os efeitos da política monetária nas principais variáveis macroeconômicas, sua estabilidade e mudança ao longo do tempo. São apresentados também os principais resultados dos modelos específicos, de modo a comparar o efeito da política monetária exógena nos setores industriais.

No último capítulo do trabalho são expostas as principais conclusões da dissertação e as recomendações para futuras pesquisas.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo explora inicialmente a teoria dos canais de transmissão e os fatores que levariam estes canais a terem efeitos desiguais e a verificação empírica dos canais no Brasil. Em seqüência, são levantados alguns dos principais trabalhos internacionais sobre a mensuração da política monetária, a mudança de seus efeitos no tempo, e seus efeitos setoriais. Um levantamento de estudos sobre a transmissão da política monetária no Brasil é feito no terceiro tópico, e finaliza-se com uma breve análise do período do estudo, de 1995 a 2009.

2.1 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

O mecanismo de transmissão monetária é definido por Taylor (1995, p. 11) como “o processo através do que as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação”¹. Deste modo, as decisões de política monetária podem ser modeladas como mudanças na taxa de juros de curto prazo definida pelo Banco Central. Estas mudanças afetam o produto real através de variáveis como oferta de crédito, riqueza, renda, taxa de câmbio real e custo de capital. Nesta seção são revisados os canais de transmissão da política monetária, suas implicações para o estudo dos impactos setoriais heterogêneos e evidências empíricas para o Brasil.

2.1.1 Canal da Taxa de Juros

O canal da taxa de juros ocorre pela estrutura a termo da taxa de juros, com a propagação da taxa de juros de curto prazo – determinada pela política monetária – para a de longo prazo, influenciando a taxa de juros real, o custo de capital, alterando o custo de oportunidade dos agentes e, conseqüentemente, o investimento e o consumo. Apesar de ser uma das primeiras relações identificadas entre a definição de medidas monetárias e a atividade real da economia, que remonta à teoria keynesiana, Bernanke e Gertler (1995) acusam a baixa evidência empírica deste mecanismo, principalmente no tocante a seu efeito no custo de capital.

No Brasil, estudos como os de Lima e Issler (2003) e de Marçal e Pereira (2007) aceitam apenas parcialmente a estrutura a termo da taxa de juros. As suposições levantadas

¹ Tradução dos autores.

sobre a baixa evidência empírica da suscetibilidade das taxas de juros de longo prazo à política monetária passam pela ineficiência informacional dos mercados a termo, como decorrência da própria política monetária e mesmo pela presença de mudança estrutural relevante na economia brasileira recente.

Quanto às diferenças setoriais, Arnold e Vrugt (2002) afirmam que as empresas diferem em sua resposta à política monetária pelo lado da demanda, dependendo da função de consumo dos bens considerados. Deste modo, espera-se uma resposta maior e mais rápida sobre indústrias produtoras de bens de capital (efeito sobre outras empresas) e de consumo duráveis (efeito sobre os consumidores), diante do aumento do custo de capital, e uma reação mais baixa de bens de consumo não duráveis, por se tratarem de bens de primeira necessidade e baixo valor unitário, que possuem baixa elasticidade em relação à renda, e não dependem de concessão de crédito para a sua compra.

2.1.2 Canal da Taxa de Câmbio

O mecanismo de câmbio ocorre, segundo Mishkin (1996), ao afetar a competitividade e as exportações líquidas, via variação da taxa de câmbio real, ao menos no curto prazo. Deste modo, a exposição desigual dos diversos setores industriais à competição internacional é o que daria origem à diferença setorial.

Um efeito relevante para o caso brasileiro é o impacto da taxa de câmbio na inflação – *pass-through* – que ocorre pela incorporação dos custos associados a insumos importados e bens comercializáveis (*tradables*) nos preços. Desta forma, setores com maior participação de bens importados em seus insumos estariam mais expostos à restrição monetária. O impacto da taxa de câmbio nos preços da economia tem grandes efeitos na política monetária, que precisa antecipar o efeito da taxa de câmbio sobre a inflação e o produto, principalmente sob o regime de metas inflacionárias. Este efeito foi identificado por Goldfajn e Werlang (2000) para vários países, incluindo o Brasil. Tejada e Silva (2008) mensuram os coeficientes de *pass-through* para vários *tradables* no Brasil, e identificam uma média de 14% para a transmissão da taxa de câmbio aos preços destes produtos, um coeficiente considerado baixo.

2.1.3 Canal do Preço dos Ativos

Um terceiro canal do mecanismo pode ser chamado de canal do preço dos ativos, que pode ser dividido pelo seu efeito por dois meios. O primeiro ocorre pela decisão de

investimento das empresas, ocasionado pela avaliação da razão entre o valor de mercado de uma empresa e seu custo de reposição de capital, definição do q de Tobin. Quanto maior esta razão, maior o incentivo das empresas a investirem, por considerarem que a sua capacidade de gerar fluxos de caixa – captada pela percepção do mercado de seu valor – é maior em relação ao seu custo de reposição.

O q de Tobin pode ser afetado de várias formas pela política monetária. A principal se dá pelo valor das ações das empresas. Uma retração monetária reduz o numerário disponível na economia, reduzindo, de modo geral, a demanda por ações, e conseqüentemente o seu preço.

Um segundo meio do canal do preço dos ativos afeta as decisões de consumo das famílias pela variação da sua riqueza. Segundo a teoria do ciclo de vida de Modigliani, o gasto com consumo é suavizado ao longo da vida, e uma redução da riqueza presente e futura das famílias é compensada por uma redução no seu consumo presente (MISHKIN, 1996).

Lima e Jorge Neto (2004) encontram evidências do impacto da política monetária sobre o preço das ações mais líquidas, a partir de um estudo de eventos com empresas brasileiras. Este canal pode se tornar relevante para o consumo das famílias se a participação dos consumidores no mercado acionário for suficiente, o que não parece ser o caso do Brasil. Por outro lado, este resultado confirma o impacto da política monetária no q de Tobin, afetando o investimento das empresas.

Uma importante característica do canal do preço dos ativos é a relação com a estrutura da dívida pública, em que quanto maior o prazo médio da dívida e menor a participação de títulos indexados à SELIC, maior o poder do mecanismo (LOPES, 1997).

Neste sentido, Barbosa (2006) identifica o efeito contágio da dívida pública na política monetária brasileira. Para o autor a taxa de juros interbancária brasileira é alta porque os títulos atrelados à SELIC, que compõe boa parte dos títulos ofertados pelo Tesouro e são ativos de curtíssimo prazo, são substitutos perfeitos das reservas bancárias. Desta forma, não existe a possibilidade de dissociação da política monetária de efeitos na dívida pública, nem mesmo de operações de dívida sem a contrapartida no mercado de reservas bancárias.

Complementarmente, Pires e Andrade (2008) analisam o papel da composição da dívida pública na transmissão da política monetária. Os autores afirmam que em um contexto de restrição monetária, a parcela da dívida atrelada à SELIC gera um efeito renda positivo, estimula a demanda agregada, e reduz o efeito da política monetária. Portanto, a menor participação de títulos indexados à SELIC gera maior estabilidade nos modelos testados, tornando a política monetária mais efetiva.

De modo geral, pode-se afirmar que uma política monetária restritiva teria o resultado de reduzir a riqueza das famílias e o valor de mercado das empresas, reduzindo, também por este meio, o investimento e o consumo (MISHKIN, 1996).

2.1.4 Canal do Crédito

O canal do mecanismo de transmissão do crédito, proveniente do prêmio pelo financiamento externo, como descrito em Bernanke e Gertler (1995), vai ao encontro da emergente teoria da assimetria de informação nos mercados bancário e financeiro (FREIXAS; ROCHET, 1999), como um mecanismo propagador da política monetária. A premissa básica deste canal é que quando fricções, como a presença de informação imperfeita e os custos de agência, interferem no funcionamento normal do mercado financeiro, o custo de *funding* externo se distancia do autofinanciamento, tornando a sua diferença, o prêmio pelo financiamento externo à firma, maior. Deste modo, uma política monetária restritiva afeta não só o nível geral de taxa de juros (de curto e longo prazo), mas também o prêmio pelo financiamento externo.

O primeiro canal analisado por Bernanke e Gertler (1995) é o canal do balanço das empresas. A posição financeira das empresas é negativamente afetada por uma política monetária restritiva, por vários meios: a dívida de curto prazo aumenta em decorrência do aumento da taxa de juros, as receitas são reduzidas – em decorrência da queda da atividade econômica – enquanto os custos são quase fixos, e os ativos financeiros se desvalorizam. O resultado deste *gap* financeiro é a restrição de crédito, uma vez que a possibilidade de dar garantias, dependente da posição financeira, é reduzida.

O canal do empréstimo bancário trata do efeito de deslocamento da curva de oferta de empréstimo dos bancos, que leva ao aumento do prêmio de financiamento externo. Ao cortar linhas de empréstimo bancário, a política monetária restritiva gera custos adicionais de consolidação de novas relações de empréstimos entre os bancos e empresas dependentes de empréstimo bancário (as pequenas e médias, na sua maioria).

Diferenças em efeitos setoriais podem surgir pela capacidade de autofinanciamento ou acesso a outras fontes de financiamento, como captação desintermediada, que requer maior escala para compensar os custos fixos.

Quanto à relevância deste canal na economia brasileira, pode-se citar Graminho e Bonomo (2002), que a partir de dados bancários desagregados, encontram uma relação positiva entre a contração monetária e o lucro dos bancos brasileiros, o que resulta em

aumento de sua liquidez e capacidade de empréstimo quando ocorre uma elevação da taxa SELIC. Este resultado indica a inexistência de um canal de empréstimos bancários no Brasil.

Takeda, Rocha e Nakane (2005) também verificam a não efetividade da taxa de juros para restringir a liquidez dos bancos. Por outro lado, verificam que o aumento dos depósitos compulsórios tem efeitos na oferta de crédito dos bancos.

Em contrapartida, Carneiro, Salles e Wu (2006), a partir de dados agregados do Brasil, identificam a existência de um canal de transmissão da taxa de juros sobre a demanda por crédito, em direção ao investimento das empresas. A contração da demanda por crédito ocorre devido à redução da oferta de garantias pelas empresas. Apesar de não conclusivos, mesmo os estudos que refutam a existência de alguns dos mecanismos de crédito afirmam que o canal do crédito é relevante e que mais pesquisas são necessárias para avaliar melhor sua influência nos efeitos de política monetária.

2.2 MENSURAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA, MUDANÇAS ESTRUTURAIS E EFEITOS SETORIAIS

Esta seção traz um levantamento de estudos internacionais sobre a mensuração dos efeitos da política monetária, a transformação dos seus efeitos ao longo do tempo, e de diferenças setoriais da resposta ao choque monetário.

2.2.1 Estudos sobre os Efeitos Desagregados e Setoriais da Política Monetária

Verificando o canal de transmissão do crédito, Gertler e Gilchrist (1993) evidenciam diferença de resposta na produção das grandes e pequenas empresas nos Estados Unidos. Diante de uma política restritiva as grandes empresas conseguem, ao menos temporariamente, manter o nível de produção diante da restrição de crédito, o que decorre da sua capacidade de autofinanciamento.

Em importante estudo, Bernanke e Gertler (1995) documentam a resposta do PIB norte-americano em agregado e em seus componentes e descrevem como o canal do crédito ajuda a explicar os fatos em que os canais tradicionais falham em esclarecer, notadamente o canal da taxa de juros. Os autores identificam quatro fatos relevantes da resposta estimada por modelo VAR: (i) apesar de efeitos apenas transitórios na taxa de juros (menos de dois anos), o efeito sobre a produção e o nível de preços se estende além de quatro anos, sendo que o efeito máximo sobre o produto ocorre ao longo do segundo ano; (ii) a demanda final absorve o

impacto inicial, caindo intensamente com a restrição monetária, seguida pela produção, que responde com poucos meses de defasagem, o que eleva os estoques no curto prazo; (iii) o investimento residencial é o que se reduz mais rapidamente e com maior intensidade, seguido da despesa com bens de consumo duráveis e não-duráveis; (iv) o investimento fixo das empresas apresenta metade da queda máxima dos outros setores, o que ocorre mais de um ano após os outros componentes da demanda.

Conforme os autores, estes resultados constituem importantes *puzzles* para a teoria vigente de transmissão da política monetária na economia. Primeiramente, a magnitude do efeito na economia real é maior do que se esperaria, uma vez que o efeito nas próprias taxas de juros não é tão grande. Em segundo lugar, a taxa de juros de curto prazo volta à sua tendência em até nove meses, e algumas variáveis apenas reagem após este período, e os estoques chegam a se elevar no curto prazo. E por último, e mais importante, a composição dos efeitos não segue o esperado teoricamente. A demanda por bens de consumo e os estoques deveriam sofrer impacto inicial maior ao choque da taxa de juros de curto prazo, por se tratarem de ativos de curta duração, o que apenas ocorre com o primeiro. O investimento residencial, por se tratar da constituição de ativos de longo prazo, deveria sofrer menos com o choque monetário, mas reage rapidamente e com o maior efeito. Por outro lado, o investimento fixo das empresas demora a reagir, e o faz com menor intensidade. Como explicação para estas diferenças, os autores apresentam o canal de transmissão do crédito como fator importante de espalhamento da política monetária.

Ganley e Salmon (1997) mostram evidências de que o setor de construção é o mais sensível à inovação monetária dentre 24 setores da indústria inglesa, seguido pela indústria de manufatura e serviços, sendo que o efeito máximo ocorre com dois anos e meio de defasagem, e o efeito cessa após seis anos. Setores como a agricultura e a mineração apresentaram efeito quase nulo. Os setores da indústria de manufatura apresentam resultados que podem ser agrupados pela semelhança de sua demanda: (i) setores ligados à construção civil – como vidro, concreto, tijolo e produtos de madeira, entre outros – mostraram as maiores respostas negativas à política monetária, com o efeito máximo ocorrendo com curta defasagem; (ii) os bens de consumo duráveis e semi-duráveis – veículos, químicos e fibras sintéticas, couro e têxteis – apresentaram efeito semelhante ao setor de construção, em magnitude e defasagem, enquanto os bens de consumo não-duráveis – alimentos, bebidas e tabaco – apresentaram efeito quase nulo; (iii) os setores de demanda das empresas, insumos e bens de capital, tiveram resultados diversos, sendo que os setores de borracha, equipamentos elétricos e petróleo e derivados foram alguns dos que apresentaram os maiores efeitos. Além da análise

da demanda, o estudo verifica possíveis efeitos do lado da oferta, como o tamanho e a disponibilidade de fundo das empresas, de modo a verificar a importância do canal do crédito, mas apenas o tamanho mostrou relação estatisticamente significativa.

Dedola e Lippi (2005) investigam a resposta de indústrias de cinco países – Estados Unidos, França, Alemanha, Itália e Reino Unido – e constatam homogeneidade de efeito entre países e heterogeneidade entre setores industriais. O estudo identifica os setores de veículos, máquinas e minerais metálicos como os que apresentam as maiores respostas à política monetária, enquanto que os setores de alimentos e bebidas apresentam as menores respostas. No geral, os autores identificam alguns fatos importantes: o impacto da política monetária é maior em indústrias que (i) produzem bens duráveis, (ii) têm maior requerimento de capital para sua operação (capital de giro) e (iii) menor capacidade de captação (menor tamanho e maior taxa de endividamento), o que vai ao encontro dos modelos de equilíbrio geral com fricções no mercado de crédito, e origina a amplificação de efeito do canal do crédito.

Alam e Waheed (2006) mostram forte evidência de impacto real da política monetária no Paquistão, com ênfase nos setores industriais, de comércio, financeiro e de seguro. Estes setores são identificados como ‘forças motoras’ por trás das flutuações macroeconômicas, enquanto que setores como agricultura, indústria extrativa, construção civil e aluguéis residenciais são menos sensíveis à inovação monetária. Ibrahim (2005) identifica resultados semelhantes para a Malásia.

2.2.2 Estudos das Mudanças Estruturais da Transmissão da Política Monetária

Com o objetivo de verificar se a política monetária norte-americana mudou a sua eficácia, Boivin e Gianonni (2006) testam modelos estruturais e SVAR para duas amostras distintas, entre 1959 e 1979 e 1979 a 2002. O estudo procura explicar porque os choques exógenos e não esperados de política monetária reduziram os seus efeitos no produto e inflação a partir da década de 1980. A explicação principal é a maior reação da autoridade monetária às expectativas inflacionárias. Diante de choques de oferta e demanda, a política monetária se tornou mais eficiente em evitar maiores flutuações reais e monetárias. Outro fator, menos relevante, é que a própria natureza dos choques do período mais recente se mostrou menos intensa.

Cogley e Sargent (2004) analisam os dados dos EUA para o período após a 2ª Guerra Mundial, por meio de modelo VAR com coeficientes e volatilidade dependentes do regime. A resposta da inflação e suas expectativas à política monetária varia ao longo do tempo, sendo

muito forte e volátil na década de 1970, e decrescendo ao longo das duas décadas seguintes, em que se verificou aumento do ativismo da política monetária.

Por meio de modelos VAR condicionados a mudanças de regime, Sims e Zha (2006) verificam, para a economia norte-americana, apenas a relevância da alteração da variância nos modelos confrontados, contando que a maior diferença ocorreu entre as décadas de 1970 e 1980.

Utilizando modelos MS-VAR, González e Gonzalez-Garcia (2006) identificam uma quebra estrutural no mecanismo de transmissão para o México em 2001, que coincide com a adoção do regime de metas inflacionárias, e as inovações monetárias passaram a ter maior influência no produto real, inflação e taxa de câmbio, assim como um fortalecimento do efeito da taxa de inflação e suas expectativas e da taxa de câmbio na definição da taxa de juros de curto prazo.

2.3 MENSURAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Quanto à mensuração da transmissão da política monetária na economia brasileira, existem alguns estudos relevantes, que devem ser mencionados. Minella (2003) analisa a transmissão da política monetária para o produto, inflação, taxa de juros e agregados monetários com a metodologia de modelos VAR, em três períodos distintos – 1975/1985, 1985/1994 e 1994/2000 – e verifica que a política monetária se tornou efetiva no combate à inflação no terceiro período, mesmo que com baixa intensidade. Além disso, conclui que possui efeito significativo no produto e em agregados monetários, para todos os períodos, além de identificar o efeito *price puzzle*, que corresponde à elevação da inflação imediatamente após a contração monetária, no segundo período.

Em estudo semelhante, Arquete e Jayme Jr. (2003) utilizam a metodologia VAR para examinar a política monetária brasileira de 1994 a 2002. Entre suas principais conclusões identificam o efeito da SELIC sobre o hiato do produto entre o segundo e o sexto mês após o choque, e que a política monetária tem dificuldade em controlar a inflação, dada a baixa sensibilidade desta à taxa SELIC, além do importante papel das variáveis externas – taxa de câmbio e reservas internacionais – na SELIC e no hiato do produto. Além disso, as relações das variáveis componentes do modelo de modo geral cessam entre 12 e 20 meses após os choques.

Fernandes e Toro (2005) estimam a transmissão monetária por modelo de VAR cointegrado – um *Vector Error Correction Model* (VECM) – para o período de 1996 a 2001, e

identificam três relações de longo prazo entre o estoque real de moeda, renda real, inflação e taxas de juros de curto e longo prazo, que correspondem (i) à relação negativa entre o hiato do produto e a taxa de juros real (curva IS); (ii) à determinação do nível de reservas em função da velocidade da moeda; e (iii) à regra de reação monetária do Banco Central. Os autores também verificam o impacto da política monetária nos componentes do modelo, e a resposta do nível de atividade é inicialmente negativa, sendo anulada por uma reação positiva até o sexto mês do efeito. A inflação e a oferta real de moeda, por outro lado, respondem consistentemente de forma negativa, e as taxas de juros de forma positiva. A defasagem de efeito máximo, para as variáveis analisadas, gira em torno de três meses, e o efeito cessa em no máximo oito meses.

Cysne (2005) verifica o efeito da elevação da taxa SELIC em 1% nas variáveis macroeconômicas por meio de modelo VAR. O estudo considera duas amostras temporais, sendo a primeira de 1980 a 2004, e a segunda iniciando após a implantação do Plano Real (1994), e utiliza dados trimestrais. O modelo considera as variáveis taxa SELIC, PIB real, IPCA, M1 e reservas bancárias, sendo a primeira identificada como a variável de definição da política monetária. O estudo verificou uma redução acumulada de 0,04% e 0,25% no PIB real para as amostras geral e pós-Plano Real, respectivamente, dado um aumento de 1% na taxa SELIC. Além disso, a resposta apenas se mostra estatisticamente diferente de zero para a segunda amostra.

A partir do modelo MS-VAR, Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006) identificam várias quebras estruturais de resposta de variáveis à política monetária no Brasil. O estudo identifica dois regimes para o período de 1980 a 2005, sendo que no primeiro, que corresponde à maior parte da década de oitenta e a primeira metade da década de noventa, houve grande variabilidade das variáveis econômicas e baixa efetividade da política monetária, decorrentes do ambiente de alta inflação. No segundo regime a política monetária se torna efetiva e influencia negativamente o produto real. O segundo regime ocorre em curtos períodos da década de oitenta, e se torna constante a partir da implantação do Plano Real, apenas com a exceção da crise cambial de 1999, quando houve interrupção da eficácia da política monetária para o período de poucos meses no início de 1999.

Silva e Portugal (2007) verificam assimetrias no efeito da política monetária na economia brasileira. Entre os principais resultados, identificam forte evidência de que os efeitos reais de choques negativos são diferentes dos choques positivos em estado de expansão da economia, e que o efeito dos choques negativos diferem entre os estados de expansão e recessão. Quando utilizada a variação da taxa SELIC como medida de política

monetária, o afrouxamento monetário também mostrou efeito diverso entre os estados do ciclo econômico.

A partir da metodologia de SVAR, Céspedes, Lima e Maka (2008) verificam os efeitos da política monetária sobre a inflação, produção industrial, taxa de câmbio nominal, taxas de juros de curto e longo prazo, agregado monetário e reservas internacionais para dois períodos da economia brasileira – 1996/1998 e 1999/2004. Os achados do estudo indicam que no primeiro período a inflação responde negativamente à SELIC, mesmo que com pouca significância, devido à grande dificuldade para mensurar os efeitos de política monetária em uma amostra tão pequena. Para o segundo período, identificam que a elevação da SELIC gera os efeitos esperados de uma política monetária contracionista: a taxa de câmbio é apreciada, e o produto e a inflação diminuem, além de constatarem, em modelos com maior defasagem, a existência do efeito *price puzzle*. A defasagem de efeito máximo no produto não passa de quatro meses, e o efeito cessa até um ano após o choque inicial. A resposta total do nível de preços se processa em menos de um ano.

Em estudo para o Banco Central do Brasil, Minella e Souza-Sobrinho (2009) estimam um modelo semi-estrutural da economia brasileira para o período de vigência do regime de metas de inflação (1999-2008), com o objetivo de verificar propriedades dos ciclos econômicos e decompor os canais de transmissão das taxas de juros pessoais e das empresas, e da taxa de câmbio real, assim como verificar o papel das expectativas. O modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico utilizado considera cinco blocos – demanda agregada, oferta agregada, setor financeiro, política monetária (regra de Taylor) e o setor externo – e os resultados do modelo são verificados através de funções de impulso e resposta e da decomposição da variância.

Entre os principais resultados, podem-se destacar os seguintes:

- A taxa SELIC apresenta resposta máxima a um choque no consumo em nove meses, e volta ao nível original em até três anos;
- A taxa de juros pessoal é o principal canal de transmissão para a demanda, e afeta diretamente, e em grande medida, a demanda de bens de consumo duráveis, que apenas volta ao seu nível inicial ao fim de dois anos. O canal da taxa de juros pessoais é responsável por 64% da queda no produto no primeiro ano e 50% nos dois primeiros anos;
- A contração monetária afeta a taxa de juros das empresas, que reduz o investimento. O efeito cessa ao fim de dois anos. O canal da taxa de juros das empresas corresponde a 24% da queda do produto no primeiro ano;

- A taxa de câmbio real cai, atingindo o ponto máximo em torno de um ano, e o efeito negativo nas exportações líquidas acontece com defasagem ainda maior, e atinge seu efeito máximo em dois anos e meio. O canal da taxa de câmbio real é responsável por 14% do efeito real da política monetária;
- O efeito das expectativas no produto é reduzido e se restringe ao curto prazo – afetando-o em até um ano. Por outro lado, as expectativas respondem por três quartos da redução da inflação, o que sugere que o canal das expectativas é o mais relevante para o controle da inflação.

Uma questão não tratada pelos autores foi a relevância do canal de crédito, que não pôde ser separado pelo modelo utilizado.

2.4 A POLÍTICA MONETÁRIA NO PERÍODO DE ANÁLISE

O período de análise inicia em 1995, após a adoção do Plano Real e a redução da inflação. Este início da fase de estabilização econômica, segundo Lopes (1997), significou o fortalecimento dos mecanismos de transmissão monetária, mas que ocorreu gradualmente.

Um aspecto importante que, *a priori*, divide o período da amostra, é o regime de câmbio, semi-fixo no primeiro e flutuante no segundo, o que constitui uma mudança, em 1999, do instrumento de política, da taxa de câmbio para taxas de juros. Se a taxa de juros, até janeiro de 1999, era em boa parte uma variável macroeconômica de absorção de choques externos, a partir de então passou a ser o instrumento principal da política monetária, sob o regime de metas de inflação, com diferente impacto na economia real. Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006) identificam um período de grande turbulência das variáveis macroeconômicas e evidências empíricas de queda momentânea da eficiência da política monetária nos cinco primeiros meses de 1999.

Outras transformações relevantes ao longo do período de análise podem ser apontadas, como a redução do *crowding out* (CABALLERO; KRISHNAMURTHY, 2004), pela introdução de metas fiscais para tentar controlar os desequilíbrios nas contas públicas (GIAMBIAGI, 2002; GIAMBIAGI, 2006), e também o aumento das operações de crédito e grande queda do *spread* bancário (OREIRO *et al*, 2006).

Quanto à principal variável do presente estudo, a taxa básica de juros da economia brasileira, cabe uma análise mais acurada, feita a partir do Gráfico 1.

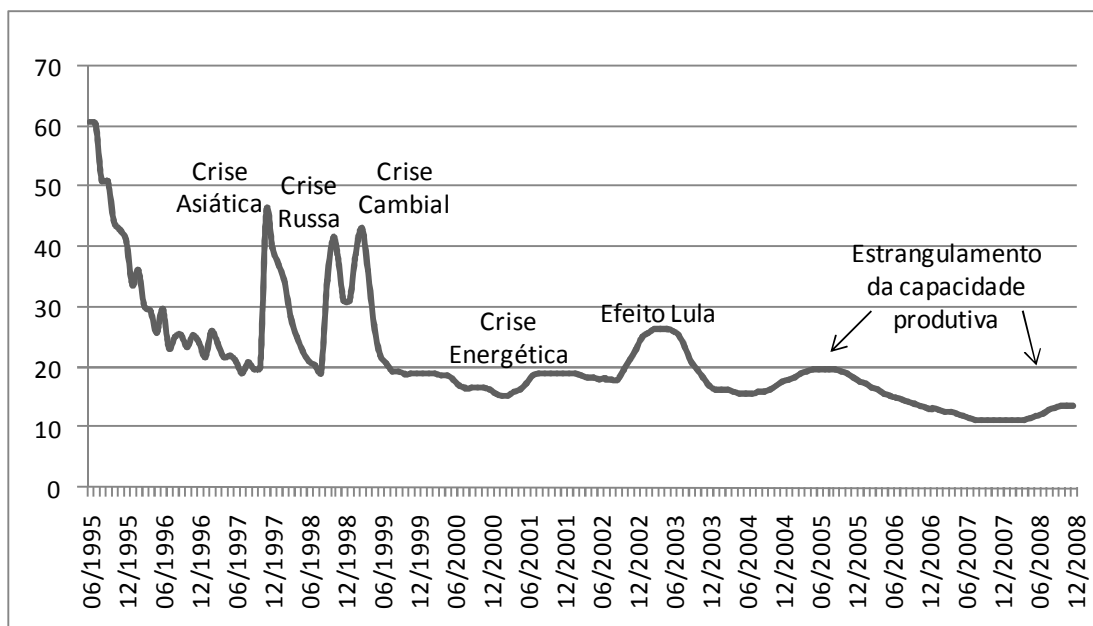


Gráfico 1 – Taxa SELIC em % a.a. – jun/1995 a jan/2009

Ao longo do período em análise podem ser observados seis choques de elevação da taxa de juros, seguidos por movimentos de redução da taxa. Como esperado em termos teóricos, durante o período de câmbio semi-fixo as oscilações na taxa de juros são mais abruptas, dada a necessidade de interferências no mercado de câmbio e a finitude das reservas internacionais. Após a adoção da taxa de câmbio flutuante há autonomia da política monetária, que passa a ter maior efeito sobre o produto. No período de câmbio semi-fixo os eventos mais diretamente causadores das elevações da taxa de juros foram a crise asiática no final de 1997 e a crise russa em setembro de 1998. Na transição para o câmbio flutuante há outra elevação da taxa de juros, no início de 1999. No período de câmbio flutuante há quatro ciclos de elevação da taxa de juros. O primeiro se dá ao longo de 2001, com o objetivo de conter a demanda agregada diante de limitações da capacidade produtiva, exacerbadas com a crise energética.

A partir de setembro de 2002 a taxa de juros é elevada na tentativa de contrapor-se aos efeitos da depreciação da moeda brasileira com a fuga de recursos no período pré-eleitoral, que culminou com a vitória de Lula. Em setembro de 2004 é iniciado mais um ciclo de elevação dos juros, com o objetivo de controlar a expansão da demanda agregada, novamente em um contexto de estrangulamento da capacidade produtiva da indústria, o que ocorre novamente entre abril e setembro de 2008. No período de câmbio flutuante estas elevações da taxa são revertidas quando a inflação e suas expectativas estão compatíveis com as metas, o que é possível através de menor expansão da demanda e crescimento da capacidade produtiva.

3 METODOLOGIA DA PESQUISA

Por meio da análise quantitativa de modelos VAR, buscou-se a uma modelagem que captasse os principais efeitos e relações da política monetária e variáveis macroeconômicas como inflação, produção, expectativas, taxa de câmbio, entre outras, assim como mapear a diferença setorial da resposta da produção industrial.

Este capítulo se organiza da seguinte forma. Inicialmente discute-se o problema da identificação da política monetária. Em seguida são revisados os métodos de análise, iniciando pelos modelos VAR, seguido pelo VAR estrutural (SVAR) e a formulação das Funções de Impulso e Resposta (IRFs). Na seqüência são discutidas outras duas metodologias que têm por objetivo melhorar a modelagem principal: os métodos de Grafos Acíclicos Diretos (DAGs) para a escolha da ordenação das variáveis do SVAR; e os métodos de identificação de regimes MS-VAR, que ajuda a definir os períodos de análise com parâmetros estáveis, assim como trazer *insights* sobre as diferenças entre eles. Em seguida são apresentadas as variáveis que compõem o modelo geral e as variáveis setoriais a serem testadas nos modelos específicos. Após revisar os métodos e apresentar as variáveis a serem utilizadas, explicitam-se os passos a serem seguidos para a execução da pesquisa, assim como as suas limitações.

3.1 A IDENTIFICAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

É generalizadamente aceito que a política monetária tem efeitos sobre o produto real, pelo menos no curto prazo. Em termos empíricos, entretanto, a avaliação destes efeitos não é tão simples. Um bom exemplo dessa discussão é o trabalho de Romer e Romer (1989), em que a utilização de VAR é sugerida a alternativa de “abordagem narrativa”, que resgata a metodologia de Friedman e Schwartz (1963). Porém, esta abordagem também é sujeita a arbitrariedades, como mostra a interessante discussão que segue o artigo de Romer e Romer (1989). Estes utilizam como critério para isolar o efeito do choque monetário sobre o produto e o desemprego a preocupação da autoridade monetária com a inflação corrente, o que significa considerar que a inflação não influencia o produto, mas, por outro lado, a política monetária influencia tanto a inflação quanto o desemprego e o produto.

O principal problema da mensuração dos impactos de política monetária é a dificuldade de isolar os seus efeitos reais, visto que outras variáveis também influenciam o produto. Deste modo, o objetivo é a identificação do seu componente exógeno, que não está

condicionado pelas condições macroeconômicas ou, em outros termos, que não é captado pela função de reação do Banco Central.

Segundo Bernanke e Mihov (1998), existem duas formas de se mensurar a política monetária exógena. A primeira trata da já mencionada abordagem narrativa, que analisa as intenções da autoridade monetária por meio de seus relatórios, declarações e ações, com um resultado mais qualitativo que quantitativo, se restringindo a definir se a política é contracionista ou expansionista. Esta abordagem é válida para uma pesquisa qualitativa, mas possui o problema de ser subjetiva e fornecer pouca informação, principalmente quanto aos diferentes níveis da contração e expansão da política monetária.

A segunda abordagem, muito mais utilizada na literatura, emprega as informações consideradas pelo Banco Central para separar os componentes endógeno e exógeno da política monetária. Para tanto, utilizam-se técnicas de estimação em Vetores Auto-Regressivos (VAR), que não impõem uma estrutura rígida de causalidade entre as variáveis, e consegue traçar as relações entre todas elas.

A definição de que o *Fed Funds Rate*, a taxa de juros interbancária de curto prazo, é uma boa medida da política monetária exógena, discutida em Romer e Romer (1989), é aplicada em modelos VAR por Bernanke e Blinder (1992), que chegam à conclusão de que o lado real e taxas de juros de prazos mais longos, assim como o preço de ativos, depósitos e empréstimos bancários são consistentemente afetados pela taxa de juros de curto prazo.

Bernanke, Boivin e Elias (2005) afirmam que os modelos VAR têm desvendado importantes relações dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas e as inovações monetárias, além de representar uma simples, porém importante, ferramenta para traçar as relações entre as mesmas. Neste contexto, a principal variável utilizada como *proxy* de política monetária é a taxa básica de juros da economia, definida pela autoridade monetária.

Desta forma, este trabalho foca a abordagem em modelos VAR.

3.2 MODELOS VAR

Estes modelos consistem em sistemas com variáveis endógenas, que afetam e são afetadas pelas outras, e variáveis exógenas, que afetam as endógenas, mas não são afetadas por elas, e pode ser definido, em sua forma reduzida, como:

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{X}_t = \mathbf{k} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{\Phi} \mathbf{Z}_t + \mathbf{u}_t \quad (1)$$

onde:

\mathbf{X}_t é o vetor das variáveis endógenas;

\mathbf{Z}_t é o vetor das variáveis exógenas;

\mathbf{A}_0 , \mathbf{A}_i e Φ são as matrizes dos coeficientes;

\mathbf{k} é um vetor de constantes;

p é o número de defasagens;

e \mathbf{u}_t é o vetor de erro do sistema.

É possível padronizar a função multiplicando-a por \mathbf{A}_0^{-1} , obtendo o VAR em sua forma padronizada e reduzida. É padronizada, pois a matriz das variáveis endógenas é isolada, e reduzida porque uma variável endógena não é regressora de outra de forma contemporânea ($i > 0$). Tal formatação do VAR é demonstrada na função a seguir:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{c} + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i \mathbf{X}_{t-i} + \Gamma \mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

onde:

$$\mathbf{c} = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{k};$$

$$\mathbf{B}_i = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{A}_i;$$

$$\Gamma_i = \mathbf{A}_0^{-1} \Phi;$$

e $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{u}_t$, sendo que $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ e $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_s) \neq 0$, e $t \neq s$.

Deste modo, os resíduos, na forma reduzida, são contemporaneamente correlacionados, uma vez que a matriz Σ não é diagonal. Portanto, os resíduos do VAR reduzido são resultados de uma combinação linear de choques exógenos não correlacionados contemporaneamente, e não é possível a identificação do choque exógeno de cada variável endógena do sistema. Em termos de avaliação de política monetária, esta é uma restrição que leva à necessidade de um modelo que consiga isolar o efeito exógeno de cada variável, o que é possível com modelos VAR estruturais (SVAR), que possuem resíduos não correlacionados contemporaneamente, o que torna a matriz Σ não diagonal, uma opção metodológica largamente utilizada no estudo dos efeitos da política monetária (CHRISTIANO, EICHENBAUM, EVANS, 1999).

3.3 MODELOS SVAR

A forma estrutural de um modelo de vetor auto-regressivo permite às variáveis

endógenas influenciarem-se de modo contemporâneo, transformando a equação (2) em:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{c} + \sum_{i=0}^p \mathbf{B}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{\Gamma} \mathbf{Z}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3)$$

Nesta forma, o sistema se torna super-parametrizado, o que obriga a adoção de restrições a coeficientes, que resulta na identificação de um sistema estrutural.

A identificação adotada neste trabalho foi o sistema recursivo proposto por Sims (1980), e pode ser exemplificada através de Enders (2004), considerando um modelo com duas variáveis endógenas (y_t e w_t), nenhuma exógena e uma defasagem:

$$y_t = a_{10} - a_{12}w_t + g_{11}y_{t-1} + g_{12}w_{t-1} + u_{yt} \quad (4)$$

$$w_t = a_{20} + g_{21}y_{t-1} + g_{22}w_{t-1} + u_{wt} \quad (5)$$

Desta forma, é possível reescrever as relações entre os choques exógenos e os resíduos da regressão (3) como:

$$\mathbf{e}_{1t} = u_{yt} - a_{12}u_{wt} \quad (6)$$

$$\mathbf{e}_{2t} = u_{wt}$$

A restrição imposta foi em relação ao efeito de y_t em w_t contemporaneamente ($a_{21}=0$), o que torna a matriz \mathbf{A}_0^{-1} triangular, seguindo a decomposição de Cholesky:

$$\mathbf{A}_0^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

A partir da restrição em \mathbf{A}_0^{-1} , pode-se chegar ao sistema padronizado:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}w_{t-1} + \mathbf{e}_{1t} \\ w_t &= b_{20} + b_{21}y_{t-1} + b_{22}w_{t-1} + \mathbf{e}_{2t} \end{aligned} \quad (8)$$

Onde:

$$b_{10} = a_{10} - a_{12}a_{20};$$

$$b_{11} = \gamma_{11} - a_{12} \gamma_{21};$$

$$b_{12} = \gamma_{12} - a_{12} \gamma_{22};$$

$$b_{20} = a_{20};$$

$$b_{21} = \gamma_{21};$$

$$b_{22} = \gamma_{22};$$

Para este exemplo binomial, foi possível reduzir o número de parâmetros de 10 para 9 ao se restringir $a_{21}=0$. Para um modelo geral de n variáveis endógenas, \mathbf{A}_0 se torna uma matriz $n \times n$, e a sua identificação requer $(n^2-n)/2$ restrições na relação entre os resíduos e as inovações estruturais. Como a decomposição de Cholesky é triangular, ela resulta em exatamente $(n^2-n)/2$ valores de \mathbf{A}_0 iguais a zero, o que o torna um método de decomposição suficiente para restringir o modelo estrutural (ENDERS, 2004).

Além de suficiente para a estruturação do VAR, o método de ordenação de Cholesky é intuitivo: a ordenação das variáveis no SVAR deve ser feita de modo que a primeira afete todas as outras contemporaneamente, a segunda afete todas com a exceção da primeira e assim por diante, de modo que a última não afete nenhuma no mesmo período. Isso gera um novo problema de identificação que será tratado no item 3.5.

Neste estudo, a metodologia do SVAR é a principal ferramenta de estimação das relações dinâmicas entre a política monetária e as variáveis macroeconômicas, mas como todo modelo VAR, não são os parâmetros estimados os resultados a serem analisados, mas sim as funções de impulso e resposta decorrentes deles.

3.4 FUNÇÕES DE IMPULSO E RESPOSTA

O objetivo final do SVAR para avaliação dos efeitos da política monetária são as funções de impulso e resposta (IRFs), que resumem o efeito exógeno de uma variável em outra, distribuído no tempo.

Para definir as IRFs, parte-se do sistema de equações (8), tornando as variáveis endógenas funções de suas médias e dos termos de erro (ENDERS, 2004):

$$\begin{bmatrix} y_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{w} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Conforme Enders (2004), é possível partir de uma função de erros padronizados para

uma função dos termos de choque puros \mathbf{u}_t :

$$\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_i \mathbf{u}_{t-i} \quad (10)$$

onde:

$\boldsymbol{\mu}$ é o vetor de médias incondicionais das variáveis endógenas;

e $\boldsymbol{\varphi}_i$ é a matriz dos multiplicadores de impacto do erro exógeno.

Desta forma, é possível avaliar a interação entre as variáveis. Os coeficientes $\boldsymbol{\varphi}_i$ podem ser utilizados para gerar os efeitos dos choques \mathbf{u}_t nas variáveis endógenas.

3.5 IDENTIFICAÇÃO DO SVAR

No modelo SVAR apresentado anteriormente, a definição das restrições é realizada pela ordenação das variáveis. Cada ordenação de X_{it} em \mathbf{X}_t resulta em uma decomposição de Cholesky única, tornando os resultados do modelo dependentes de sua estrutura. Segundo Demiralp e Hoover (2003) não há uma base estatística ou empírica para a escolha da ordenação de causalidade contemporânea. A prática mais comum é a definição *a priori* das relações contemporâneas, baseadas em histórias plausíveis sobre a possibilidade de uma variável afetar outra no decorrer do mesmo período. O problema é que muitas vezes ordenações concorrentes podem ser baseadas em histórias plausíveis, o que traz os modelos VAR, propostos originalmente para superar a dependência dos modelos à sua estrutura, novamente à questão da subjetividade das restrições impostas.

Uma forma de contornar a questão da identificação da causalidade contemporânea é por meio de técnicas de inferência causal baseada na Teoria dos Grafos (*Graph Theoretic Analysis*), mais especificamente nos Grafos Diretos Acíclicos (*Directed Acyclical Graphs*, aqui chamados DAGs), uma classe de método de inferência que não permite causalção cíclica e bidirecional, condições necessárias para a identificação das restrições do SVAR. Os métodos aqui descritos e utilizados são baseados em Spirtes, Glymour e Scheines (2000) e na aplicação deste para a análise da política monetária brasileira por Céspedes, Lima e Maka (2008).

Para entender como esta ferramenta pode ser usada na definição das restrições do SVAR, parte-se da equação dos resíduos do VAR reduzido ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$) em função dos resíduos do SVAR (\mathbf{u}_t), rearranjando-a em:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\mathbf{I} - \mathbf{A}_0] \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_t + \mathbf{u}_t \quad (11)$$

Desta forma, \mathbf{A}_0 representa a matriz das relações contemporâneas entre as variáveis. Conforme visto na seção 3.3, a condição necessária para a identificação do modelo é que sejam feitas $(n^2-n)/2$ restrições na matriz \mathbf{A}_0 . Utilizando a descrição de Céspedes, Lima e Maka (2008), é possível empregar os DAGs como representação de independência condicional, para um VAR com três variáveis endógenas, conforme a Figura 1.

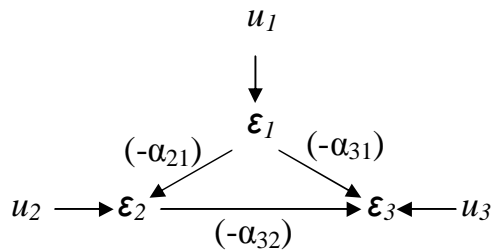


Figura 1 – Representação das relações contemporâneas dos resíduos em DAGs

Fonte: Adaptado de Céspedes, Lima e Maka (2008).

Nesta representação, as linhas indicam conexões causais, sendo a seta a sua direção. Ela pode ser traduzida para um sistema recursivo,

$$\begin{aligned} \varepsilon_{1t} &= u_{1t} \\ \varepsilon_{2t} &= -a_{21}\varepsilon_{1t} + u_{2t} \\ \varepsilon_{3t} &= -a_{31}\varepsilon_{1t} - a_{32}\varepsilon_{2t} + u_{3t} \end{aligned} \quad (12)$$

e para uma representação matricial de \mathbf{A}_0 , que satisfaz a condição de identificação do SVAR:

$$\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

Para a operacionalização da estimação dos DAGs, faz-se uso do algoritmo PC, formulado por Spirtes, Glymour e Scheines (2000), e do software TETRAD 4, dos mesmos autores.

O algoritmo PC foi construído para a identificação de relação causal de variáveis observadas e experimentais, e assume que a relação causal verdadeira é acíclica e não há

causas não identificadas e comuns entre as variáveis analisadas.

O algoritmo assume, inicialmente, que cada variável tem relação com todas as outras. A seguir passa para o estágio da eliminação, no qual inicialmente remove as relações entre as variáveis não-correlacionadas incondicionalmente. Em seguida testa-se a correlação entre cada par de variáveis condicionais com uma terceira variável, eliminando a relação nos pares condicionalmente não-correlacionados. Continuando a eliminação, testa-se a correlação condicional em pares, trios e assim por diante, eliminando as relações nos casos em que a correlação não se confirma.

Quando as possibilidades de eliminação atingem o seu limite, inicia-se o estágio de orientação. Considera-se cada par condicionalmente não-correlacionado e conectado por um caminho de causalidade para uma terceira variável. Se o par é condicionalmente correlacionado a esta terceira variável, a correlação vai em direção a esta. Finalmente, algumas relações podem ficar sem identificação de direção, e faz-se uma extrapolação das relações identificadas. Por exemplo, A e B não são relacionadas, mas sim a C, sendo que para uma delas identificou-se a direção ($A \rightarrow C$), mas não para C e B ($C - B$). O algoritmo define que a direção deve-se dar de C para B. Mesmo assim, o algoritmo PC falha em identificar algumas direções, as quais devem ser definidas por conhecimentos *a priori*.

Quanto à robustez empírica dos métodos dos DAGs e do algoritmo PC, Demiralp e Hoover (2003) testam-nos para modelos SVAR em experimentos de Monte Carlo e avaliação empírica da economia americana. Seus resultados indicam que estes métodos são bons para traçar as relações estruturais, pelo menos assintoticamente. Para amostras menores, as relações menos fortes se tornam não significativas, mesmo ao se definir uma margem de erro maior. Robins *et al* (2003) verificam as propriedades assintóticas desta metodologia e chegam a resultados semelhantes. Para o propósito deste estudo, adotou-se o método de decomposição de Choleski, sendo que apenas a ordenação das variáveis neste método será definida pelos testes de DAGs. A alternativa, de definir as restrições baseando-se apenas nas relações verificadas nestes testes levaria a um viés de sobre-restrição – relações verdadeiras não seriam identificadas – uma vez que a amostra com que se trabalha é pequena.

3.6 ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS E OS MODELOS MS-VAR

Segundo González e Gonzalez-Garcia (2006), uma das críticas freqüentes aos modelos VAR se relacionam à sua estabilidade e linearidade. A estimação de parâmetros invariáveis que traçam as respostas de variáveis macroeconômicas para um longo período de tempo sofre

do viés trazido à tona pela Crítica de Lucas (1976). As mudanças na condução da política monetária alteram a formação das expectativas, o que torna os parâmetros variáveis no tempo. Outras fontes de mudança nos parâmetros podem ser encontradas em ocorrências como transformações estruturais no sistema financeiro, mudança nas preferências dos *policy makers* e dos próprios consumidores e empresários, dificilmente captadas, em sua complexidade, por conhecimento *a priori*.

Como discutido previamente, o período de análise deste trabalho, de 1995 a 2009, possui dois períodos distintos em relação à condução da política monetária, sendo o período inicial – 1995 a 1998 – caracterizado pela adoção do regime cambial semi-fixo, e o posterior pela flutuação cambial e pelo estabelecimento do regime de metas inflacionárias. Apesar de existir uma quebra teórica relevante, prefere-se não adotar separações analíticas baseado em conhecimentos *a priori*. O método adotado para traçar os períodos linearmente consistentes, passíveis de verificação estatística pelos modelos já descritos, foi o MS-VAR. Além de definir os períodos de análise, ele permite uma breve análise das diferenças dos parâmetros estimados, que podem trazer *insights* das principais alterações na transmissão da política monetária.

Os modelos *Markov Switching Vector Autoregression* (MS-VAR) surgiram da combinação de dois importantes instrumentos: o VAR de Sims (1980) e modelos que incorporam cadeias de Markov na análise de mudanças de regime em séries macroeconômicas. O resultado é um modelo que permite estimar VARs sujeitos às mudanças de regime.

Segundo Krolzig (1997), os modelos MS-VAR podem ser formalmente descritos como processos de auto-regressão vetorial de variáveis observadas \mathbf{X}_t , cujos parâmetros são incondicionalmente variantes no tempo, mas invariantes, condicionados à variável discreta e não observável \mathbf{s}_t (definida como regime). Neste trabalho optou-se pelo MS-VAR que considera variação do intercepto (I), dos parâmetros auto-regressivos (A) e da variância do erro (H), denominado MSIAH(M)-VAR(p), modelo utilizado em outros trabalhos que analisam a política monetária, como González e Gonzalez-Garcia (2006) e Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006), e que pode ser especificado da seguinte forma:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{v}(\mathbf{s}_t) + \sum_{i=1}^p \beta_i(\mathbf{s}_t)(\mathbf{X}_{t-i}) + \delta(\mathbf{s}_t)\mathbf{u}_t \quad (14)$$

onde:

$\mathbf{s}_t \in \{1, 2, \dots, M\}$, onde M é o número de regimes não-observados;

\mathbf{u}_t é o termo de erro condicionado ao regime, tal que $u_t | s_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(s_t))$, ou seja, a sua variância também é condicionada ao regime;

os termos $\mathbf{v}(s_t)$, $\boldsymbol{\beta}_i(s_t)$, e $\boldsymbol{\Sigma}(s_t)$ representam as funções de mudança na matriz dos parâmetros de intercepto, auto-regressivos e variância, respectivamente, condicionadas ao regime.

As realizações não observadas do regime s_t são geradas por tempo discreto, o que constitui um processo estocástico por cadeias Markov com estados discretos. A probabilidade de transição entre os regimes pode ser definida como:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = i | s_t = j), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (15)$$

As probabilidades de transição também podem ser representadas na forma de uma matriz de transição \mathbf{T} .

$$\mathbf{T} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \mathbf{L} & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \mathbf{L} & p_{M2} \\ \mathbf{M} & \mathbf{M} & \mathbf{O} & \mathbf{M} \\ p_{1M} & p_{2M} & \mathbf{L} & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Intuitivamente pode se afirmar que sistemas estáveis (com poucas mudanças de regime) tendem a apresentar a diagonal principal próxima à unidade, o que representa baixa probabilidade de mudança de regime.

A definição da datação dos regimes em um sistema é feita através de um algoritmo que filtra e suaviza as probabilidades do regime, e permite inferir sobre a distribuição de probabilidade da variável regime não observada s_t dado o conjunto de variáveis observadas \mathbf{X}_t .

O algoritmo utilizado neste trabalho é o *Expectation-Maximization* (EM) de Hamilton (1989). Este algoritmo realiza estimativas pelo método da Máxima Verossimilhança, e consiste em um procedimento iterativo de dois estágios:

1. Expectativa: neste estágio, infere-se a cadeia de Markov oculta a partir dos parâmetros estimados, de modo que os regimes não observados são estimados através de suas probabilidades suavizadas e filtradas;
2. Maximização: os parâmetros do modelo são re-estimados a partir das probabilidades do estágio anterior. Os estágios se repetem até o ponto em que a diferença dos parâmetros estimados de uma rodada com a anterior seja menor que um valor pré-estabelecido (convergência).

Os modelos foram estimados através pacote OX MSVAR 1.32a (KROLZIG, 2005).

3.7 MODELOS GERAL E ESPECÍFICOS E AS VARIÁVEIS UTILIZADAS

Como explicitado na seção de objetivos, este trabalho possui dois objetivos principais: caracterizar a política monetária exógena e seu impacto nas principais variáveis macroeconômicas para o período de 06/1995 a 01/2009, considerando que a relação entre as variáveis pode ter se modificado ao longo do tempo; e mensurar o efeito da política monetária para setores industriais desagregados, de modo a verificar as diferenças entre eles.

Para atingir tais objetivos foi adotada a abordagem em duas etapas encontrada em Dedola e Lippi (2005): inicialmente o modelo geral é formulado e testado; em seguida, parte-se deste modelo e se agrega as n séries de produção industrial setorial, formulando n modelos específicos, sendo estas variáveis posicionadas como as mais exógenas do sistema (a última na ordenação da matriz de Cholesky).

O modelo geral inclui como variáveis endógenas a variável de política monetária – a taxa básica de juros – e as informações a que o Banco Central reage, entre elas *proxies* da atividade da economia, nível de preços internos, taxa de câmbio e agregado monetário, composição verificada em trabalhos como os de Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) e Dedola e Lippi (2005). Além destas variáveis, foram inseridas as expectativas inflacionárias e da taxa de juros, para o período mais recente, dado que a disponibilidade dos dados não abrange todo o período analisado. Deste modo é possível captar o papel da formação das expectativas e da estrutura a termo da taxa de juros na transmissão da política monetária. Outra vantagem da inserção das variáveis de expectativas, principalmente a de juros, é que o resíduo da equação da SELIC, que nas IRFs do SVAR é o que gera o impacto, passa a ser melhor estimado como um choque não esperado, além de exógeno.

Entre as variáveis exógenas do modelo, foram incluídas:

- a inflação externa (*commodities*), de modo a captar choques externos de inflação;
- o índice de risco-país, que representa outra fonte de choque externo importante, e consegue captar muito bem o impacto das crises financeiras globais que afetaram várias das variáveis endógenas, notadamente a taxa de juros definida pelo Banco Central e a taxa de câmbio;
- as reservas internacionais, uma informação relevante principalmente sob o regime de câmbio semi-fixo, uma vez que constituiu a principal defesa aos ataques especulativos ao real semi-fixado ao dólar americano;

- e uma variável *dummy* para controlar o efeito do regime de câmbio.

O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas, assim como sua descrição, fonte e disponibilidade no período 06/1995-01/2009.

Variável	Nomenclatura	Descrição da <i>proxy</i> utilizada	Dispon.	Fonte
Variáveis Endógenas				
Instrumento de política monetária	SELIC	Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.)	Total	BCB Boletim/MF
Nível de atividade real	PIG	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessaz. (média 2002 = 100), em logaritmos naturais	Total	IBGE/PIM-PF
Taxa de Câmbio	CAMBIO	Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - fim período - R\$ - em logaritmos naturais	Total	BCB Boletim/BP
Nível de Preços Interno	IPCA	IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100) - em logaritmos naturais	Total	IBGE/SNIPC
Agregado Monetário	M3	M3 - fim período - novo conceito (deflator: IPCA) – dessazonalizado pelo método X12 (<i>US Census Bureau</i>) - R\$(milhões) – em logaritmos naturais	Total	BCB Boletim/Moeda
Expectativa de Inflação	EI	Expectativa de inflação do final do mês seguinte no início do mês corrente (% a.m.)	03/2000 a 01/2009	Elaborado pelo autor com base nos dados do BCB/FOCUS
Taxa de Juros de Longo Prazo	SWAP	Taxa referencial - <i>swaps</i> - DI pré-fixada - 360 dias - fim de período - (% a.a.)	09/1999 a 01/2009	BM&F
Variáveis Exógenas				
Nível de Preços Externo	CPI	<i>Commodity Price Index</i> (jan. 2005 = 100) - em logaritmos naturais	Total	FMI
Choque externo	EMBI	Índice de Risco-País EMBI+ Brasil – em logaritmos naturais	Total	JP Morgan
Reservas Internacionais	RI	Reservas internacionais - liquidez internacional - US\$(milhões) - em logaritmos naturais	Total	BCB Boletim/BP
Regime de Câmbio	REGCAMBIO	Variável <i>dummy</i> : valor 0 quando regime de câmbio semifixo (1995:6-1998:12) e 1 quando regime de câmbio flexível (1999:1-2008:12)	Total	Elaborado pelo autor

Quadro 1 – Nome, descrição, disponibilidade e fonte das variáveis utilizadas no Modelo Geral

Para compor a amostra de produção industrial por setor, foram utilizados os dados das Tabelas 2292 - Produção física industrial por tipo de índice e categorias de uso da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física; e 2295 - Produção física industrial por tipo de índice e seções e atividades industriais, do IBGE. Os índices foram utilizados de forma dessazonalizada e em logaritmos naturais. Na Tabela 2292, foram utilizados os setores mais agregados, e na Tabela 2295, os índices mais desagregados, conforme o Quadro 2, sendo que

foram excluídos três setores da amostra, porque não apresentavam dados para o período inteiro. A escolha da desagregação dos setores com o foco das categorias de uso remete a uma análise da demanda dos bens, que também é aplicada aos setores de tipo de atividade. Uma opção de análise setorial seria confrontar os resultados dos setores com as suas características como grau de concentração, capacidade de autofinanciamento, variáveis ligadas ao canal de transmissão do crédito, como feito em estudos como os de Ganley e Salmon (1997) e Dedola e Lippi (2005). Optou-se por não fazer tal análise, uma vez que não há, no Brasil, uma base de informações desta natureza com a divisão setorial adotada.

Variável	Nomenclatura
<i>Produção Industrial – em quantum – dos Setores por Categoria de Uso</i>	
Bens de capital	PIBC
Bens intermediários	PIBI
Bens de consumo duráveis	PIBCOD
Semi-duráveis e não duráveis	PIBCOSND
<i>Produção Industrial – em quantum – dos Setores por Tipo de Atividade Industrial</i>	
Indústria extrativa	PIEXT
Alimentos	PIALI
Bebidas	PIBEB
Fumo	PIFUM
Têxtil	PITEX
Vestuário e acessórios	PIVEST
Calçados e artigos de couro	PICLC
Madeira	PIMAD
Celulose, papel e produtos de papel	PICEL
Refino de petróleo e álcool	PIPETR
Farmacêutica	PIFARM
Perfumaria, sabões, detergentes e produtos de limpeza	PIPERF
Outros produtos químicos	PIQUIM
Borracha e plástico	PIBPLAS
Minerais não metálicos	PIMNM
Metalurgia básica	PIMBAS
Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	PIPMET
Máquinas e equipamentos	PIMAQ
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	PIMELE
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações	PIECOM
Veículos automotores	PIVA
Outros equipamentos de transporte	PITRANS
Mobiliário	PIMOB

Quadro 2 – Variáveis de produção industrial dos modelos específicos.

Optou-se por não testar a estacionariedade das séries utilizadas, assim como não realizar análise de cointegração. Esta opção está baseada nos achados de Sims, Stock e Watson (1990), que mostram que para modelos auto-regressivos, a transformação das variáveis para a sua primeira diferença e os testes de cointegração e do mecanismo de correção se torna desnecessária, e que os resultados de testes em nível são consistentes

assintoticamente. Ademais, esta suposição vem sendo adotada por estudos como os de Bernanke e Gertler (1995), Dedola e Lippi (2005) e Céspedes, Lima e Maka (2008).

Embasando esta decisão metodológica, pode-se citar Toda e Yamamoto (1995), que demonstram que para um VAR em nível, com variáveis com ordem de integração e cointegração desconhecidas, as propriedades estatísticas permanecem robustas se defasagens adicionais, iguais ao número de integração máxima das variáveis, forem adicionadas ao número de defasagem ótimo do modelo. A questão colocada por Toda e Yamamoto (1995) é que, primeiramente, os testes de raízes unitárias são muito imprecisos contra a alternativa da hipótese de as variáveis serem estacionárias com tendência. Além disso, é difícil saber, *a priori*, se as variáveis são estacionárias com tendência, integradas ou cointegradas, e de que ordem. Uma última razão da escolha do uso das variáveis em nível é a perda de informação ao se trabalhar em primeira diferença, o que é relevante para o presente estudo, no sentido em que existe importante diferença do nível das variáveis testadas, notadamente em relação à taxa básica de juros e a produção industrial. Desta forma, deu-se preferência, sempre que possível, ao critério de escolha que indica o maior número de defasagens, com o objetivo de alcançar a robustez dos modelos VAR testados.

3.8 ETAPAS DOS TESTES ESTATÍSTICOS

Nesta seção são descritos os passos da pesquisa, que incorporam os métodos apresentados e as variáveis escolhidas:

- 1°. Teste do VAR reduzido com as variáveis do Modelo Geral para o período total, com exceção das variáveis de expectativa, não disponíveis para início do período. A ordenação das variáveis endógenas é dada pelo teste de exogeneidade em bloco de Granger, de modo que a mais exógena é ordenada em primeiro lugar e a mais endógena em último. A defasagem é dada pelo teste de especificação de defasagem, verificando os Critério de Schwarz (SC), de Akaike (AIC) e de Hanan-Quinn (HQ), e verificando também o teste LM de autocorrelação, de modo que os resíduos não sejam autocorrelacionados;
- 2°. Os resíduos do VAR reduzido são testados pelo método de DAGs, e as relações de causalidade contemporânea são identificadas pelo algoritmo PC;
- 3°. A ordenação de causalidade verificada no teste anterior é aplicada como ordenação das variáveis e da ortogonalização dos resíduos em um SVAR com as mesmas

- variáveis do VAR reduzido. A defasagem é novamente adotada pelo método descrito no passo 1°;
- 4°. As IRFs são estimadas;
 - 5°. A robustez dos resultados é testada pela alteração de algumas especificações do modelo, como as variáveis exógenas e a defasagem;
 - 6°. Após a primeira rodada de testes, é testado um MS-VAR com as mesmas especificações do VAR reduzido, uma vez que o MS-VAR é um VAR reduzido, e as relações contemporâneas não tem importância na sua especificação. Testa-se novamente a defasagem ótima e a presença de dois e três regimes. A robustez dos resultados é testada alterando as variáveis exógenas;
 - 7°. O modelo geral é reavaliado considerando os resultados dos testes MS-VAR e a estimação dos regimes, repetindo-se os passos 1° ao 4°. Para o período mais recente, as variáveis de expectativas inflacionárias e de taxa de juros são acrescentadas;
 - 8°. Por último, parte-se do SVAR do período inteiro e são testados os modelos específicos.

3.9 RESTRIÇÕES E LIMITAÇÕES DO ESTUDO

Uma importante crítica aos métodos econométricos para a identificação de relações macroeconômicas é feita por Summers (1991). Segundo o autor, os trabalhos desta natureza, incluídos tanto os modelos estruturais como os VAR, têm fornecido pouca contribuição para o desenvolvimento da teoria econômica, e seus resultados são, em sua maioria, altamente contestáveis, pois se baseiam em ‘mineração de dados’, e se mostram sensíveis a pequenas variações nas hipóteses simplificadoras, estruturas e escolha de *proxies*.

Considerando a validade da abordagem metodológica, pode-se afirmar que a identificação da política monetária exógena e não esperada é uma importante questão, amplamente discutida nos estudos da linha de pesquisa da mensuração dos efeitos da política monetária.

Uma das principais críticas foi feita por Bernanke, Boivin e Elias (2005), que constatam que os modelos SVAR com poucas variáveis pecam pela falta de informação, o que causa dois problemas principais: a mensuração da inovação monetária exógena e não esperada pode ser viesada pelo fato de o modelo não contemplar todas as informações utilizadas para a tomada de decisão dos agentes privados e o Banco Central; e a impossibilidade de estimar as

funções de impulso e resposta das variáveis não consideradas no modelo. Com o objetivo de sanar este problema, os autores trabalham com um modelo SVAR com poucas variáveis formadas como fatores de gamas maiores de informações – um *Factor Augmented Vector Autoregression* (FAVAR) – e chegam a resultados melhores que se consideradas apenas as principais variáveis. Esta técnica, porém, não foi adotada no presente estudo, uma vez que optou-se por uma abordagem mais simplificada, e desta forma limitou-se a estimar a resposta apenas das variáveis consideradas nos modelos. A adoção dos modelos específicos foi uma forma de contornar esta restrição, e baseia-se em estudos que já confirmaram a sua eficácia, como os de Ganley e Salmon (1997) e Dedola e Lippi (2005). Além disso, a própria escolha das variáveis componentes dos modelos VAR, tanto endógenas como exógenas, pode não ter sido a escolha mais eficiente.

Outra consideração a ser feita sobre os métodos utilizados é a opção pela decomposição de Choleski para ortogonalizar os erros. A alternativa, de formar um modelo estrutural considerando apenas as relações identificadas pelo método de DAGs, foi rejeitada pelo viés de sobre-restrição deste método para pequenas amostras, mas que poderia resultar na identificação de resultados mais acurados. Além disso, a adoção da decomposição de Choleski é amplamente utilizada na literatura de SVAR.

Por fim, cabe afirmar que os resultados apresentados neste trabalho se limitam à economia brasileira, e ao período estudado, de 1995 a 2009.

4 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados são apresentados e analisados na ordem indicada na seção 3.8, e foram divididas em quatro etapas: Modelo Geral para período total, Testes MS-VAR, Modelo Geral incorporando os resultados do MS-VAR e Modelos Específicos.

4.1 TESTES DO MODELO GERAL PARA O PERÍODO 1995-2009

Inicialmente foi testado o VAR reduzido para o período total, de 06/1995 a 01/2009. O teste de defasagem ótima obteve uma, uma e três defasagens para os critérios SC, HQ e AIC, respectivamente. O teste LM identificou auto-correlação dos resíduos até a segunda defasagem. Optou-se por trabalhar com três defasagens. A ordenação das variáveis endógenas foi definida pelo teste de causalidade de Granger, e apresentou tal ordenação: M3, SELIC, FIG, IPCA e CAMBIO.

Os testes de DAGs resultaram em algumas relações com direção indefinida para os resíduos do VAR. Como teste de robustez, testou-se também os DAGs para os resíduos de um VAR reduzido de duas defasagens, assim como para as variáveis endógenas. Apesar de o interesse ser nos resíduos, as variáveis endógenas podem apresentar relações não verificadas nos testes dos resíduos, e servir para decisões de direção não identificada. A Figura 2 mostra os resultados dos testes de DAGs.

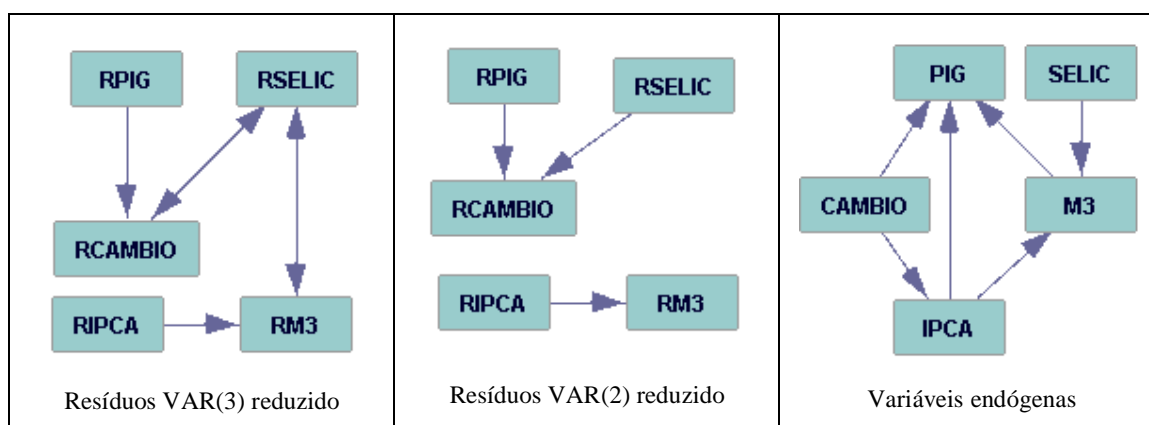


Figura 2 – Testes DAGs para os resíduos dos VARs reduzidos e para as variáveis endógenas: 06/1995 a 01/2009

Os resultados dos resíduos dos VAR reduzidos foram consistentes entre si, e em relação com as variáveis, apenas o CAMBIO apresentou relação contrária às anteriores. A ordenação adotada para o teste SVAR foi: SELIC, IPCA, M3, FIG e CAMBIO.

Os testes de defasagem apresentaram os mesmos resultados que para o VAR reduzido – AIC(3), HQ(1), SC(1) e LM(3) – e optou-se novamente por três defasagens. As IRFs são mostradas no Gráfico 2.

Os resultados indicam que a política monetária exógena, considerando o período 1995 a 2009, afeta negativamente a inflação, como esperado teoricamente, sendo que o efeito não cessa até dois anos após este choque, mesmo que este efeito seja muito baixo (menos de -0,1%) comparado como efeito das outras variáveis do sistema, entre eles o M3 (próximo de -0,2%), o PIG e o CAMBIO (próximos de 0,3% e 0,2%). O choque positivo relevante da taxa de câmbio no nível de preços confirma o *pass-through*, verificado anteriormente por Goldfajn e Werlang (2000). Identificou-se também que um choque exógeno do IPCA leva a um aumento permanente da mesma variável na ordem de pouco menos de 0,4%, o efeito mais alto identificado para esta variável, que significa que choques exógenos do nível de preços o elevam permanentemente nesta magnitude.

O choque exógeno da política monetária também tem efeito negativo, de acordo com o esperado, para o CAMBIO. O efeito máximo ocorre após dois meses (-2,7%), e lentamente o CAMBIO caminha para o seu nível inicial, mesmo sem atingi-lo, após dois anos. O grande efeito inicial se explica pelo efeito da taxa de juros de curto prazo no aumento da taxa de juros real (considerando a rigidez dos preços), e conseqüentemente nos fluxos de capitais entrantes, atraídos pelo aumento da rentabilidade dos ativos atrelados à taxa SELIC, notadamente títulos públicos. Há, portanto, um efeito mais efetivo via fluxos financeiros que sobre a balança comercial, visto que esta demora mais a reagir devido à restrição, no curto prazo, dos contratos vigentes.

A relação entre a SELIC e o rendimento e demanda por títulos atrelados a ela também está afetando o M3, uma definição mais ampla da moeda que considera tais títulos. A resposta do M3 segue dois efeitos. O primeiro sobre a base monetária e depósitos à vista é negativo, representando o custo de oportunidade do rendimento de uma aplicação alternativa. O segundo é positivo e está relacionado à demanda por títulos indexados à SELIC e aumento do rendimento sobre o estoque existente, que cresce ao aumento desta taxa. O efeito identificado do M3 reflete este efeito dúbio. Num primeiro momento a resposta é negativa, e após quatro meses se torna positiva, estabilizando-se depois de um ano.

A resposta do PIG confirma a neutralidade de longo prazo e efetividade de curto prazo da política monetária sobre as variáveis reais. O nível da produção industrial cai até 0,4% com dois meses de defasagem, e retorna ao seu nível inicial em até um ano após o choque. O rápido efeito da política monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas no Brasil já

vem sendo verificado em estudos como os de Minella (2003) e Céspedes, Lima e Maka (2008), e contrasta com o resultado de países desenvolvidos, notadamente os EUA, cujo efeito máximo ocorre entre um e dois anos após o choque, conforme verificado por Bernanke e Gertler (1995), Bernanke e Mihov (1998), Dedola e Lippi (2005), entre outros. A rapidez do efeito máximo no Brasil é explicada por Minella (2003) pela predominância do crédito de curto prazo na economia brasileira. Desta forma, a taxa de juros média incidente sobre os contratos de dívida tem uma parcela maior da de curto prazo, e o espalhamento da taxa de juros básica sobre esta estrutura é mais rápida.

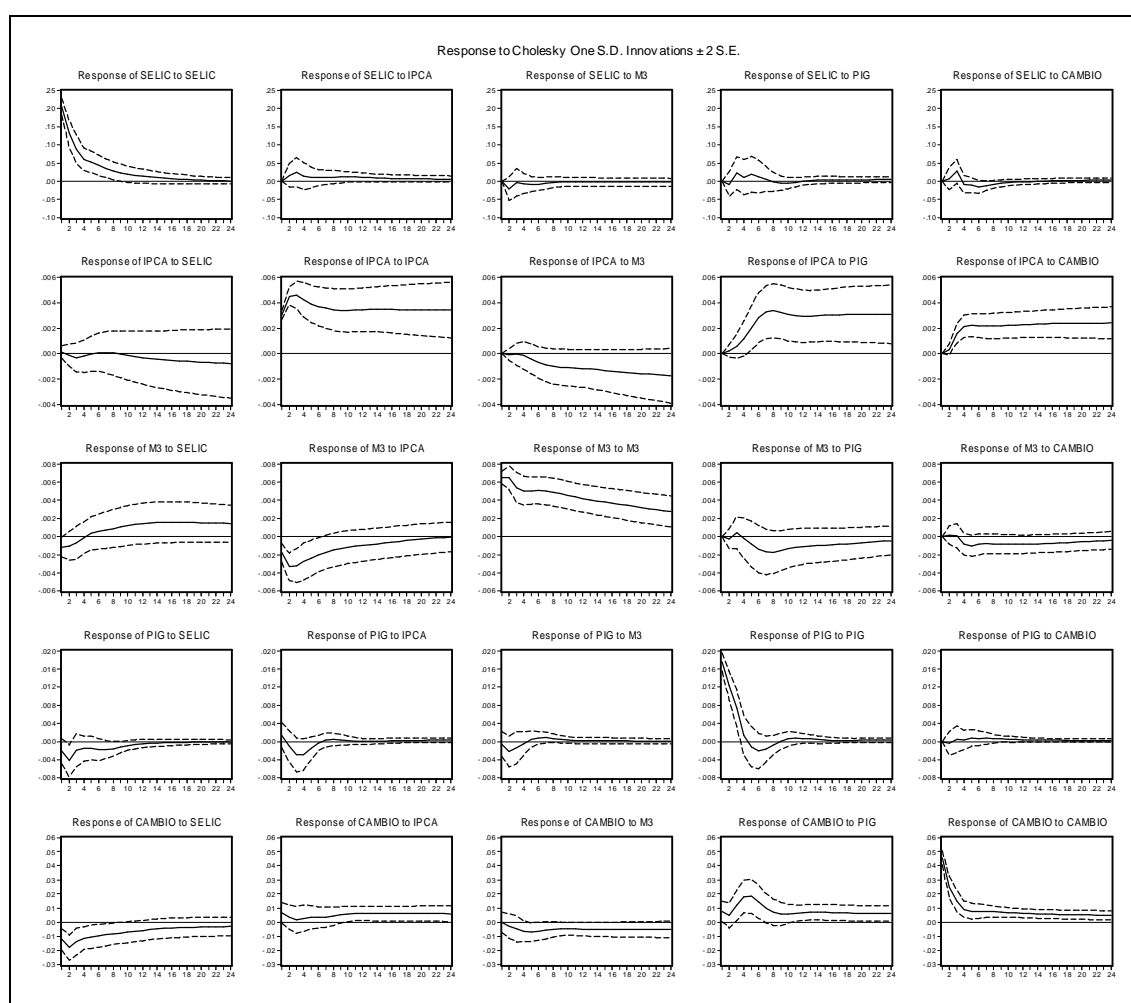


Gráfico 2 – IRFs do Modelo SVAR Geral – 06/1995 a 01/2009

Obs.: As linhas tracejadas indicam o intervalo de confiança de 95%. Eixo Y: indica o nível de resposta, em percentual (à exceção da SELIC, em pontos percentuais) a um choque de um desvio-padrão da variável indicada. Eixo X: defasagem do efeito, em meses.

A resposta da SELIC às outras variáveis endógenas mostra as características da função de reação do Banco Central. Inicialmente a variável de maior influência na determinação da

taxa de juros é ela mesma, o que mostra uma característica auto-regressiva importante e indica que a política monetária vem seguindo uma ação gradualista, como forma de evitar um *overshooting*. Desta forma, a SELIC atinge sua tendência de longo prazo em torno de um ano e meio após o choque inicial de política monetária.

A resposta da SELIC à inflação é positiva, conforme o esperado, assim como à produção. Ambas geram uma resposta máxima próxima de 3% no terceiro mês. A resposta ao câmbio é similar, em defasagem e efeito máximo, mas apresenta uma reação negativa entre o quarto e décimo mês. Após este efeito a SELIC volta a convergir ao nível inicial.

Para verificar a robustez dos resultados, foram testados modelos alternativos, apresentados no Apêndice 1. Para o primeiro apenas optou-se por duas defasagens, e os resultados dos IRFs foram quase idênticos. Uma segunda variação considerou apenas a variável *dummy* REGCAMBIO como exógena, excluindo do modelo o EMBI, CPI e RI. Neste modelo, as principais mudanças encontradas verificam-se na resposta ao CAMBIO, e em menor grau ao IPCA. Este resultado já era esperado, uma vez que o CAMBIO tende a ser mais sensível a choques externos, e assim incorporar o efeito das variáveis exógenas quando estas não são consideradas. Um exemplo disto é o aumento do efeito do CAMBIO na SELIC. No modelo que considera os choques externos como exógenas, este efeito é positivo, porém baixo (4%). Ao excluir as variáveis exógenas, a resposta da SELIC ao CAMBIO praticamente dobra. Um fator que determina esta diferença é a relação das crises financeiras e a reação do Banco Central aos ataques especulativos ao Real, inicialmente sob o regime de câmbio semi-fixo e, posteriormente, para a manutenção da inflação dentro da meta estabelecida.

Para todos os modelos testados, incluindo os VAR reduzidos e os SVAR, todos apresentaram resíduos não normais, apesar do cuidado que se tomou com a auto-correlação, adotando sempre a defasagem que não apresentasse este problema. Procurou-se melhorar a especificação do modelo através de estimações de modelos MS-VAR.

4.2 TESTES DOS MODELOS MS-VAR

A especificação inicial do teste MSIAH(2)-VAR(p) – modelo com dois regimes – compreendeu a ordenação adotada no VAR reduzido. Foram adotadas duas defasagens, seguindo o critério AIC (Tabela 1), o que resulta, neste modelo, na estimação de 182 parâmetros. O modelo com uma defasagem acusou a mesma identificação dos regimes, enquanto que no de três defasagens, a cadeia de Markov se mostrou não ergódica, e a

estimação dos parâmetros auto-regressivos foi comprometida pela grande quantidade de parâmetros a serem estimados.

Nº de Defasagens	SC	HQ	AIC	Nº de Parâmetros Estimados
1	-22,2198	-23,7080	-24,7252	132
2	-21,5959	-23,6563	-25,0647	182
3	-10,3090	-12,9463	-14,7492	232

Tabela 1 – Critérios de Escolha de Defasagens no MSIAH(2)-VAR(p) – 06/1995 a 01/2009

Para o modelo com duas defasagens, o algoritmo EM convergiu para o resultado após oito iterações. O teste de linearidade acusou não-linearidade do modelo, o que confirma a opção da análise por MS-VAR, uma vez que os parâmetros mudam de um regime para o outro. Os testes com outras defasagens indicaram o mesmo resultado.

Os resíduos do MS-VAR testado se mostraram bem comportados. Isso pode ser verificado nos gráficos de função de autocorrelação e autocorrelação parcial, de densidade de distribuição e no Quantile-Quantile (QQ) plot dos resíduos (Apêndice 4), que mostram grande aderência à distribuição normal.

Também no Apêndice 2 encontram-se os gráficos com as probabilidades estimadas, filtradas e suavizadas dos regimes e com as séries dos resíduos. A estimação dos regimes resultou em uma única quebra, ocorrida entre os meses setembro e outubro de 2000. A mesma quebra foi identificada para o modelo com uma defasagem. Testou-se também um modelo em que se excluíram as variáveis exógenas, e a quebra se deu entre os meses de julho e agosto do mesmo ano, o que não invalida os resultados anteriores por se tratar de poucos meses de diferença.

A matriz de transição estimada, mostrada na Equação 17, se comportou de acordo com o tipo de quebra única, em que cada regime não é recorrente, com as probabilidades de permanência próximas de 1 e as de transição muito baixas.

$$\bar{\mathbf{T}}_{MSIAH(2)-VAR(2)} = \begin{bmatrix} 0,9842 & 0,0158 \\ 1,3 \times e^{-13} & 1 \end{bmatrix} \quad (17)$$

As diferenças entre os regimes podem ser analisadas a partir dos coeficientes estimados, também encontrados no Apêndice 2. Nota-se que a soma dos erros ao quadrado da equação da SELIC cai pela metade do primeiro para o segundo regime, ao mesmo tempo em que a do câmbio quase dobra, o que reflete a mudança da variável de absorção de choques

externos do primeiro para o segundo, entre os regimes de câmbio semi-fixo e flutuante. Outra diferença relevante trata da resposta da produção à SELIC, cujo coeficiente mais que quintuplica entre o primeiro e o segundo regime.

Também foi testada a existência de três regimes. Devido ao grande número de parâmetros adicionais a serem estimados pela adição de mais um regime, foi necessário definir a defasagem para apenas um período e excluir as variáveis exógenas. A tentativa de adicionar defasagens ou as variáveis exógenas resultou na impossibilidade de estimação do MS-VAR. O modelo resultante foi um MSIAH(3)-VAR(1), com a estimação de 141 parâmetros. O algoritmo EM convergiu após cinco iterações e o teste LR confirmou novamente a não-linearidade dos parâmetros. Os resíduos seguem uma distribuição próxima da normal, conforme gráficos das funções autocorrelação, autocorrelação parcial, densidade da distribuição e QQ-plot dos resíduos (Apêndice 3). A matriz de transição novamente apresentou regimes persistentes, conforme a Equação 18.

$$\bar{\mathbf{T}}_{MSIAH(3)-VAR(1)} = \begin{bmatrix} 0,9767 & 0,0233 & 2,5 \times e^{-180} \\ 4,1 \times e^{-8} & 0,9818 & 0,0182 \\ 2,91 \times e^{-12} & 1,01 \times e^{-14} & 1 \end{bmatrix} \quad (18)$$

No Apêndice 3 também são apresentados os demais gráficos dos resíduos e das probabilidades de cada regime. Os regimes identificados foram novamente de única ocorrência, sendo que se distribuíram de tal forma no tempo:

- Regime 1: 07/1995 a 12/1998;
- Regime 2: 01/1999 a 07/2003;
- Regime 3: 08/2003 a 01/2009.

Os critérios SC, HQ e AIC (-22,85, -24,44 e -25,53, respectivamente) são superiores aos do modelo de dois regimes, o que constitui superioridade de explicação e de identificação dos regimes do MSIAH(3)-VAR(1) em relação ao MSIAH(2)-VAR(2).

Pode-se analisar os parâmetros do MSIAH(3)-VAR(1) com mais propriedade que o modelo anterior, uma vez que ele é mais simples – com apenas uma defasagem – e a sua especificação é melhor. Os parâmetros estimados encontram-se na Tabela 2, sendo que o quadro com todas as estimações encontra-se no Apêndice 3.

É importante ressaltar que os modelos MS-VAR estimados pertencem à classe de modelos VAR reduzidos e, portanto, deve-se tomar cuidado com a interpretação dos

parâmetros estimados, uma vez que não são modelos estruturais, o efeito contemporâneo não é estimado, e a matriz Σ não é diagonal (os choques das variáveis são correlacionados). De qualquer modo, os coeficientes podem ser interpretados como a relação entre as variáveis, com a ressalva de que não são as relações fundamentais. Exemplificando, o parâmetro da variável SELIC na equação do IPCA corresponde à resposta do nível de preços à variação da primeira, o que é diferente da interpretação da resposta que se verifica numa IRF de um SVAR, que corresponde a um choque exógeno e não esperado (partindo do princípio que as expectativas são formadas baseadas nas informações e estrutura do sistema). A utilização de estruturação de MS-VAR e formulação de IRFs condicionadas a regimes já foi realizada por Ehrmann, Ellison e Valla (2001), mas a utilização da sua técnica e a programação e as rotinas de testes criadas pelos autores não permitem modelos com mais de quatro variáveis. Além disso, a aplicação desta técnica já foi aplicada para a economia brasileira por Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006).

O primeiro regime – de 06/1995 a 12/1998 – coincide com o regime cambial semi-fixo. Das variáveis testadas na equação da SELIC – a função de reação do Banco Central – todas, com a exceção do M3 são significativas a 10%. O CAMBIO apresenta coeficiente positivo e alto, o que condiz com a condução da política monetária do período, de bandas cambiais. Por outro lado, o resultado do IPCA não condiz com o esperado, uma vez que é fortemente negativo. Isso não é uma inconsistência, uma vez que a taxa de juros de curto prazo era definida com o objetivo de controlar a taxa de câmbio, e não a inflação. A soma dos resíduos da equação da SELIC apresenta o maior valor entre os regimes, o que condiz com a alta volatilidade desta taxa no período e a sua função de absorção dos choques externos na economia brasileira. A resposta das demais variáveis à SELIC também apresenta direções não condizentes como esperado, o que é o caso do IPCA e do CAMBIO, que respondem positivamente, mesmo que próximos de zero e não significativas. A soma dos resíduos ao quadrado da equação do CAMBIO, ao inverso do resultado da equação da SELIC, apresentou o menor valor entre os regimes, refletindo a sua baixa variabilidade neste período.

O segundo regime – 01/1999 a 07/2003 – pode ser caracterizado pelo início da flutuação cambial, pela estruturação do regime de metas inflacionárias, assim como por vários choques às principais variáveis macroeconômicas decorrentes da crise energética de 2001 e a eleição presidencial de 2002. O fim do regime coincide com a normalização trazida pela construção da reputação da política econômica do governo Lula, ou seja, de que o novo Banco Central seguiria com a política monetária conservadora e se pautaria pela perseguição das metas de inflação. O ano de 2003 também registrou a reversão do resultado em conta corrente,

que decorreu de uma elevação de quase 100% da balança comercial entre 2002 e 2003, e que teve efeitos em termos de confiança na solvência do país, e refletiu em variáveis importantes como a taxa de câmbio.

Regime 1					
Regressor/Equação	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Intercepto	1,4392	35,4512*	0,0133	-0,2705	0,1219
M3(-1)	0,7671	1,3770	-0,0413	0,0462	0,0011
SELIC(-1)	0,0047	0,6817*	-0,0121	0,0018	0,0014
PIG(-1)	0,1454	6,0563**	0,4487*	-0,0231	0,0468
IPCA(-1)	0,1383	-11,1774**	0,4234	0,9677*	-0,0479
CAMBIO(-1)	0,2399	5,3515*	-0,2225	-0,1084*	1,0269*
SE	0,0083	0,2482	0,0153	0,0031	0,0020

Regime 2					
Regressor/Equação	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Intercepto	0,5713	23,6445*	0,0026	0,3581	-4,8224
M3(-1)	0,9444*	-1,2962	0,1067	-0,0425***	0,1103
SELIC(-1)	-0,0086	0,5160*	-0,0039	0,0018	0,0343
PIG(-1)	-0,0683	-1,8431	0,6663*	0,1063**	0,2464
IPCA(-1)	0,0729**	0,3834	0,0089	0,9634*	0,3189
CAMBIO(-1)	-0,0250**	0,5597***	-0,0039	0,0221*	0,7155*
SE	0,0074	0,2027	0,0141	0,0041	0,0860

Regime 3					
Regressor/Equação	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Intercepto	0,2181	-0,5434	4,0173*	0,0641	-0,5971
M3(-1)	0,9961*	-2,5414*	-0,1568	0,0020	0,2159
SELIC(-1)	0,0042	0,3662*	-0,0489**	-0,0023	0,0395
PIG(-1)	-0,0049	-0,5327	0,6060*	0,0044	0,1255
IPCA(-1)	-0,0158	5,0758*	0,0377	0,9861*	-0,3969
CAMBIO(-1)	-0,0140	-0,0222	-0,2026*	0,0028	1,0092*
SE	0,0048	0,1063	0,0172	0,0021	0,0403

Tabela 2 – Parâmetros Estimados no MSIAH(3)-VAR(1) – 06/1995 a 01/2009

Obs.: *, ** e ***: Estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Neste segundo regime, a equação da SELIC apresenta significância apenas para a própria SELIC e para o CAMBIO, o que indica a importância de choques externos na determinação da política monetária. Quanto à resposta das demais variáveis à SELIC, nenhuma se mostra significativa, e o sinal dos efeitos é o mesmo do regime anterior, com a exceção do M3.

O terceiro regime coincide com o período mais recente, de consolidação das metas de inflação. A função de reação apresenta os coeficientes do M3, SELIC e IPCA significativos, e a predominância do último sobre a determinação da taxa SELIC. A resposta da produção à

SELIC se torna estatisticamente significativa e mais alta que nos regimes anteriores, o que indica uma maior efetividade da política monetária no lado real da economia brasileira.

O resultado verificado neste modelo MS-VAR para o Brasil apresenta semelhanças e diferenças em relação ao estudo de González e Gonzalez-Garcia (2006) para o México. O MS-VAR testado pelos autores identifica dois regimes, com a quebra ocorrendo na adoção das metas de inflação, sendo que o regime coincidente com o de metas inflacionárias apresentou as respostas esperadas: forte impacto da política monetária em variáveis como inflação e taxa de câmbio. Os resultados aqui apresentados também mostraram aderência da quebra empírica com a esperada, porém o regime que se seguiu não confirmou imediatamente a efetividade do regime de metas inflacionárias, o que só ocorre no terceiro regime, após um período de turbulências.

4.3 TESTES DO MODELO GERAL INCORPORANDO OS REGIMES ESTIMADOS

Dados os resultados dos testes MS-VAR, pode-se melhorar o modelo geral incorporando o conhecimento dos regimes estimados. Foram estimados seis modelos alternativos, onde se procurou isolar os períodos com coeficientes lineares identificados pelos testes MS-VAR. Os dois primeiros modelos consideram a amostra identificada como os regimes um e dois do MS-VAR de três regimes. Para o período mais recente foram testadas duas amostras concorrentes, considerando o segundo e terceiro regime dos modelos MS-VAR de dois e três regimes, respectivamente. Ambas apresentaram duas modelagens distintas, a primeira considerando apenas as variáveis SELIC, CAMBIO, IPCA, PIG e M3, e uma segunda em que são incluídas as variáveis de expectativa inflacionária (EI) e taxa de juros de longo prazo (SWAP). A vantagem em testar períodos e especificações concorrentes reside na possibilidade de uma melhor aferição da robustez dos resultados, assim como avaliar como as expectativas afetam os modelos.

4.3.1 Testes para o período 06/1995 a 12/1998

O primeiro modelo testa o período referente ao regime um do MSIAH(3)-VAR(1) (06/1995 a 12/1998). Optou-se por este período em parte pelo melhor resultado deste MS-VAR, e também porque ele coincide com o regime de câmbio semi-fixo, o que constitui boa aderência da expectativa teórica com a verificação empírica.

A especificação do modelo VAR reduzido considerou duas defasagens, seguindo o teste LM, que acusou autocorrelação dos resíduos para uma defasagem, defasagem esta indicada pelos testes SC, AIC e HQ. A ordenação, segundo o teste de exogeneidade em bloco de Granger, foi: PIG, IPCA, SELIC, CAMBIO e M3.

O próximo passo foi testar os resíduos com o método de DAGs. O teste resultou em apenas uma relação não direcionada entre a SELIC e o M3. Conforme Demiralp e Hoover (2003), esta classe de testes estatísticos sofre grandes restrições para amostras pequenas. Adotou-se, desta forma, a ordenação identificada no modelo geral inicial: SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. O teste de defasagem resultou em AIC(2), HQ(1), SC(1) e LM(2), do qual optou-se por duas defasagens. As IRFs do SVAR encontram-se no Apêndice 4.

4.3.2 Testes para o período 01/1999 a 07/2003

O segundo modelo testa o período referente ao segundo regime do MSIAH(3)-VAR(1) (01/1999 a 07/2003). A especificação do modelo VAR reduzido considerou uma defasagem, seguindo o resultado de todos os critérios considerados (SC, HQ, AIC e LM). A ordenação, segundo o teste de exogeneidade em bloco de Granger, foi: M3, PIG, SELIC, IPCA e CAMBIO.

O próximo passo foi testar os resíduos com o método de DAGs. O teste resultou em duas relações direcionadas: $M3 \rightarrow IPCA$ e $CAMBIO \rightarrow IPCA$. As relações identificadas foram utilizadas para reestruturar a ordenação até então utilizada. Desta forma o IPCA passa a ser a última na ordenação, que fica da seguinte forma: SELIC, M3, PIG, CAMBIO e IPCA. Optou-se por uma defasagem, indicada por todos os testes. As IRFS estimadas encontram-se no Apêndice 5.

4.3.3 Testes para o período 10/2000 a 01/2009

Este modelo considerou a amostra indicada pelo segundo regime do MSIAH(2)-VAR(2) (10/2000 a 01/2009), e as variáveis do modelo inicial, sem considerar as expectativas. Os testes de defasagem tiveram os seguintes resultados: AIC(4), HQ(2), SC(1) e LM(4), do qual foram adotadas quatro defasagens. Ordenação pelo teste de Granger foi: SELIC, PIG, CAMBIO, M3 e IPCA. O teste de causalidade contemporânea identificou apenas uma relação não direcionada entre o M3 e o IPCA. Conforme já adotado em outros casos das sub-amostras, adotou-se a ordenação verificada no modelo inicial para o SVAR:

SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. O teste de defasagem para o SVAR se mostrou idêntica ao do VAR reduzido, e foram adotadas novamente quatro defasagens (as IRFs estimadas neste SVAR encontram-se no Apêndice 6).

4.3.4 Testes para o período 10/2000 a 01/2009 – Modelo com Expectativas

A diferença na especificação do modelo anterior foi a inclusão das variáveis de expectativa: EI e SWAP. Adotaram-se duas defasagens no VAR reduzido, sendo que os resultados do teste de defasagem foram: AIC(8), HQ(1), SC(1) e LM(2). A ordenação baseada no teste de Granger foi PIG, SWAP, EI, M3, IPCA, CAMBIO e SELIC. O teste de DAGs verificou duas relações não direcionadas entre CAMBIO e SWAP e IPCA e M3. Para a segunda já existe uma expectativa de direção IPCA→M3, dado o resultado do modelo inicial.

Uma vez que as relações contemporâneas não foram captadas pelo teste de DAGs, optou-se por inserir as variáveis adicionais na ordenação por suposições teóricas. A EI pode ser facilmente eleita como a primeira na ordenação, uma vez que a série foi construída como a expectativa de inflação para o fim do mês seguinte no início do mês corrente (primeiro dia útil). Dificilmente a expectativa no início de um período será afetada pelas variáveis a serem realizadas no decorrer do mesmo. A SWAP, por sua vez, representa a taxa de juros de um ano, e é uma *proxy* da expectativa de juros, e ordena-se antes da SELIC, considerando que para este período a expectativa de juros foi efetiva em prever a taxa de juros futura, de modo que a ordenação geral fica da seguinte forma: EI, SWAP, SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Os testes de defasagens para o SVAR foram idênticos ao do VAR reduzido, e foram adotadas novamente duas defasagens. O Apêndice 7 apresenta os resultados do SVAR (IRFs).

4.3.5 Testes para o período 08/2003 a 01/2009

Este modelo considerou a amostra indicada pelo terceiro regime do MSIAH(3)-VAR(1) (08/2003 a 01/2009), e as variáveis do modelo inicial, sem considerar as expectativas. Foram adotadas duas defasagens, sendo que os resultados dos testes foram: AIC(8), HQ(1), SC(1) e LM(2). A ordenação pelo teste de Granger foi IPCA, M3, PIG, SELIC e CAMBIO.

O teste de DAGs verificou uma relação não direcionada entre IPCA e M3. Deste modo, adotou-se novamente a ordenação do modelo inicial para o SVAR: SELIC, IPCA, M3,

PIG e CAMBIO. A defasagem para este modelo foi dois, dados os resultados do teste de especificação: AIC(4), HQ(1), SC(1) e LM(2). As IRFs resultantes constam no Apêndice 8.

4.3.6 Testes para o período 08/2003 a 01/2009 – Modelo com Expectativas

O último modelo testado contou com a amostra do anterior, incluindo as variáveis EI e SWAP. O teste de especificação de defasagem resultou em: AIC(6), HQ(1), SC(1) e LM(1). Adotou-se uma defasagem. A ordenação de Granger resultou em: M3, IPCA, PIG, SWAP, EI, CAMBIO e SELIC. Para este modelo, o teste de DAGs encontrou relações relevantes para a ordenação das variáveis.

As relações encontradas são mostradas na Figura 3 que foram adotadas na ordenação do modelo SVAR, agora na seguinte conformação: EI, SELIC, M3, IPCA, PIG, CAMBIO e SWAP. Para o SVAR, optou-se por duas defasagens, baseado nos resultados do teste de especificação: AIC(6), HQ(1), SC(1) e LM(2). As IRFs estimadas são apresentadas no Apêndice 9.

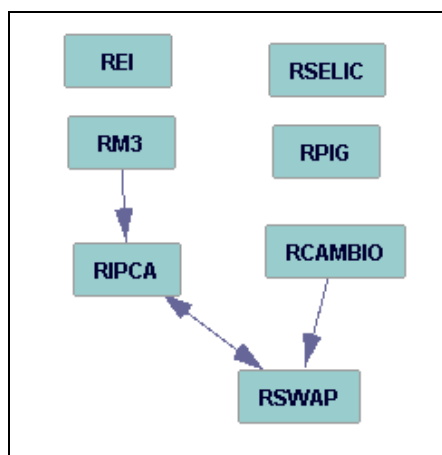


Figura 3 – Testes DAGs para os resíduos do VAR(2) reduzido: 08/2003 a 01/2009

4.4 ANÁLISE COMPARATIVA DOS MODELOS ESTIMADOS

Nesta seção são comparados os resultados das IRFs dos modelos SVAR testados. As seções são divididas por temas, e os modelos são identificados conforme o Quadro 3.

Descrição do Modelo	Nomenclatura
Modelo SVAR(3) – 06/1995 a 01/2009 (Seção 4.1)	M9509
Modelo SVAR(2) – 06/1995 a 12/1998 (Seção 4.3.1)	M9598
Modelo SVAR(1) – 01/1999 a 07/2003 (Seção 4.3.2)	M9903
Modelo SVAR(4) – 10/2000 a 01/2009, com 5 variáveis endógenas: SELIC, M3, IPCA, PIG e CAMBIO (Seção 4.3.3)	M0009v5
Modelo SVAR(2) – 10/2000 a 01/2009, com 7 variáveis endógenas, com a adição de EI e SWAP em relação ao modelo de 5 variáveis (Seção 4.3.4)	M0009v7
Modelo SVAR(2) – 08/2003 a 01/2009, com 5 variáveis endógenas: SELIC, M3, IPCA, PIG e CAMBIO (Seção 4.3.5)	M0309v5
Modelo SVAR(2) – 08/2003 a 01/2009, com 7 variáveis endógenas, com a adição de EI e SWAP em relação ao modelo de 5 variáveis (Seção 4.3.6)	M0309v7

Quadro 3 – Modelos considerados e nomenclatura utilizada.

4.4.1 Política Monetária, Produção e a Estrutura a Termo

A resposta identificada na função de impulso-resposta da PIG a um choque exógeno da SELIC se mostrou altamente robusto ao longo de todos os modelos testados, como pode ser visto no Gráfico 3.

O modelo que mostra o maior efeito é o da amostra de 1995 a 1998 – atingindo quase -0,8% – e também o que cessa o efeito negativo mais rápido, em quatro meses.

O modelo da amostra total apresentou resultado semelhante ao de 2000 a 2009 que considera as variáveis de expectativas. Os únicos modelos que apresentaram resposta positiva inicial foram os referentes à última amostra, de 2003 a 2009. Para este período o efeito negativo máximo ocorre em quatro meses.

De modo geral a resposta máxima ocorre entre dois e quatro meses e cessa entre seis e doze meses. Este resultado é consistente com os trabalhos de Minella (2003) e Céspedes, Lima e Maka (2008), e mostram a existência de efeitos reais da política monetária no curto prazo, e a incapacidade da mesma em alterar o nível do produto no longo prazo. A resposta da produção é consistentemente mais rápida que a verificada em países desenvolvidos, conforme já discutido na Seção 4.1.

Diante dos resultados, não se pode afirmar que houve uma diferença consistente do efeito da política monetária exógena entre os sub-períodos considerados.

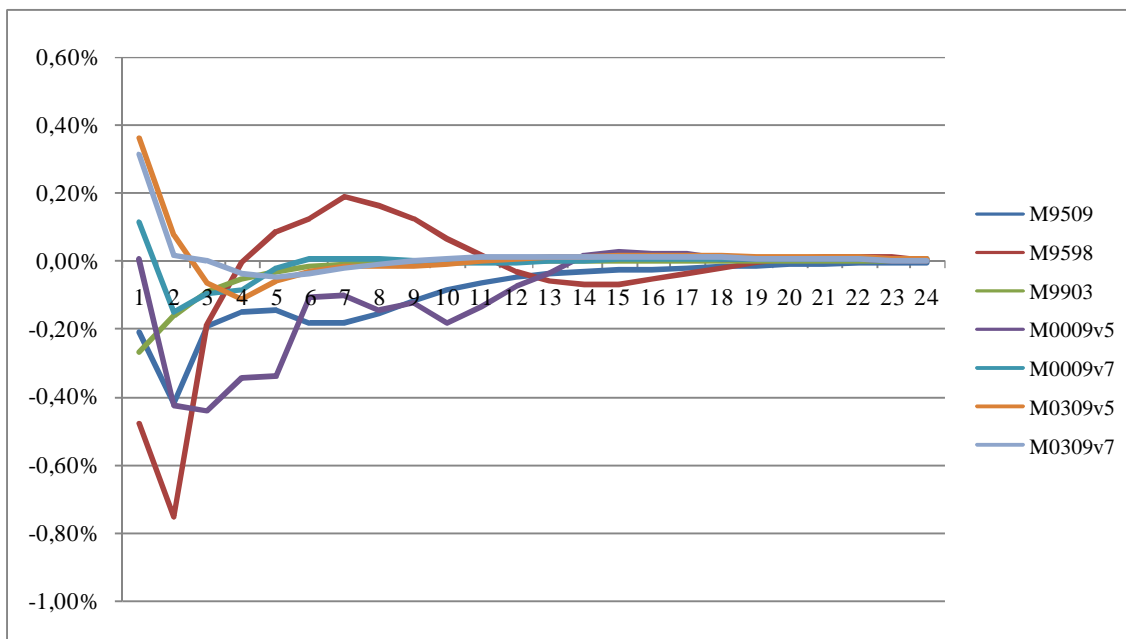


Gráfico 3 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: PIG (%)

O efeito da expectativa de juros, e conseqüentemente da estrutura a termo da taxa de juros, apresenta um resultado robusto entre os modelos que incorporam este tipo de informação para o período mais recente, de 2000 em diante. O Gráfico 4 mostra as IRFs entre o SWAP (impulso) e o PIG (resposta), o que pode ser interpretado como o efeito das expectativas de juros na produção.

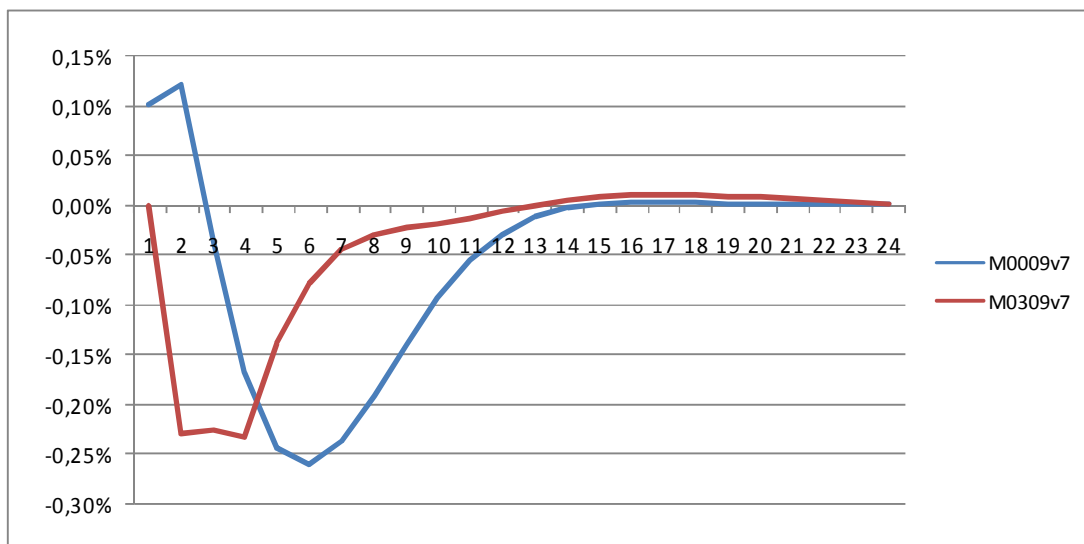


Gráfico 4 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SWAP (um desvio-padrão), Resposta: PIG (%).

O efeito da SWAP na PIG apresenta uma defasagem maior de efeito máximo, se comparado com o efeito da SELIC para os mesmos modelos, assim como permanência de

efeito maior. Este resultado indica, entre outras coisas, que a política monetária, sob o regime de metas inflacionárias, tem obtido sucesso não apenas em afetar negativamente a produção através de um choque exógeno, como mostrado no Gráfico 5, mas também criou uma reputação em que a sinalização de sua política futura, feita através de suas medidas e de seus pronunciamentos, tem efeitos reais sobre a economia.

O impacto da taxa de juros de longo prazo na produção sugere que o canal de transmissão da taxa de juros é relevante na economia brasileira, pois há uma ligação entre a definição da taxa de juros de curto prazo, a geração de expectativas e a definição, pelos agentes econômicos, da taxa de juros futura que gera a estrutura a termo, e o impacto desta na produção.

O impacto da taxa de juros de curto prazo para a de longo prazo pode ser verificada no Gráfico 5, que mostra as funções de impulso da SELIC e resposta da SWAP. O impacto máximo se dá entre um e três meses, e o efeito cessa em torno de um ano após o choque exógeno de política monetária.

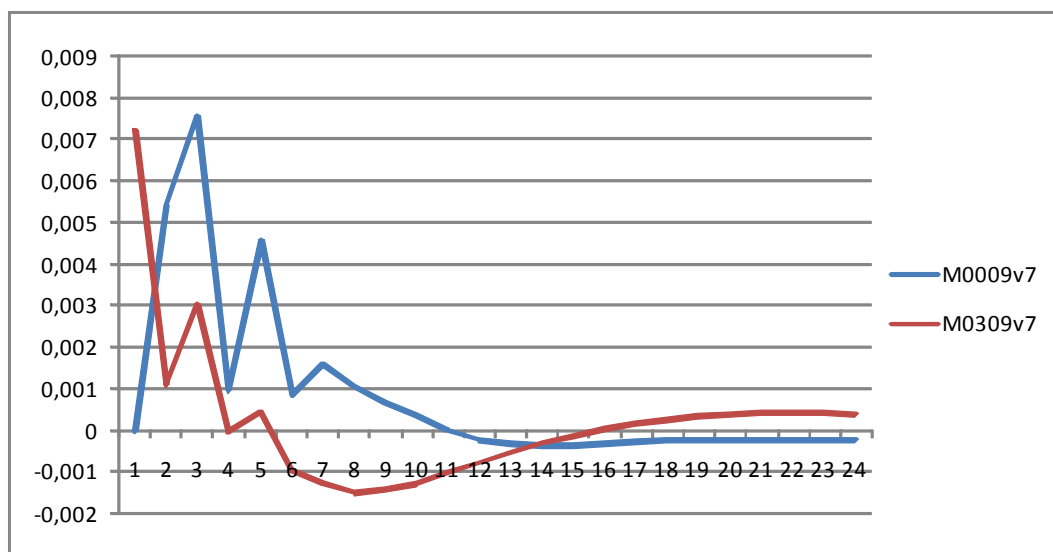


Gráfico 5 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: SWAP (p.p.)

A relação inversa, mostrada no Gráfico 6, mostra o quanto a política monetária é consistente com as expectativas geradas. A resposta da SWAP a um choque exógeno na SELIC é alta, com efeito máximo de um a dois trimestres, e cessa em torno de um ano. O que não se pode afirmar é em que medida o Banco Central sinaliza, gera expectativas e cumpre a sinalização. Uma possibilidade é que o Banco Central esteja, em parte, 'seguindo o mercado', ou seja, atuando de forma a não ir contra as expectativas formadas. Este efeito foi identificado

teoricamente por modelos de equilíbrio geral em Ball (1995) e Chari, Christiano e Eichenbaum (1998), que defendem que o objetivo de evitar os custos sociais de desapontar as expectativas dos agentes privados pode até mesmo ser uma das fontes dos choques exógenos de política monetária.

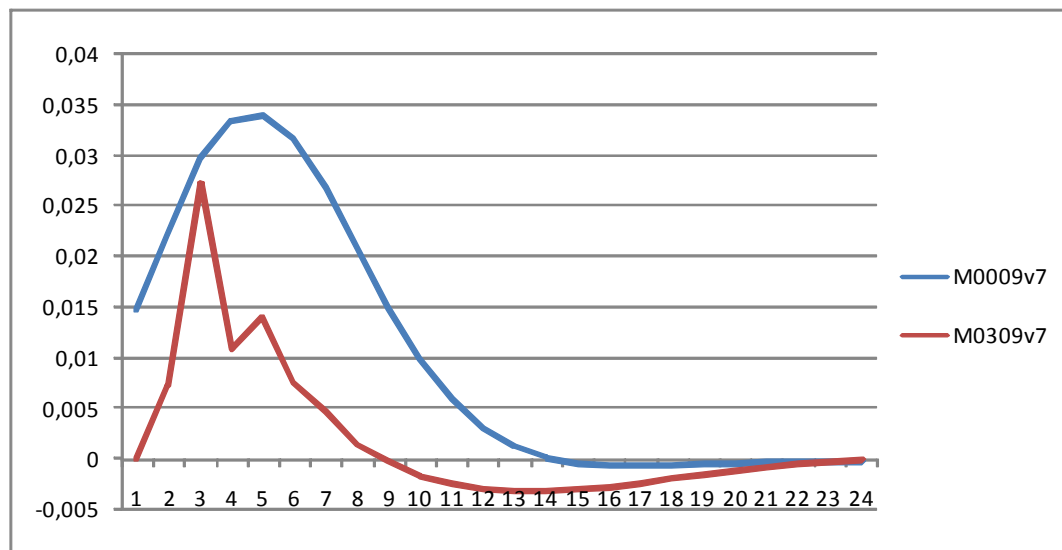


Gráfico 6 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SWAP (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

4.4.2 Resposta dos Preços e Expectativas de Inflação ao Choque Monetário

A resposta do IPCA à política monetária é mais variável, entre os modelos, que a da produção, conforme o Gráfico 7. Um dos modelos apresentou um resultado inverso ao esperado: uma elevação consistente do nível de preços após o choque monetário. Os resultados dos demais modelos podem ser divididos de duas maneiras: pelo resultado final e pela presença do efeito *price puzzle*.

Para o resultado final, existem modelos que resultaram em convergência do resultado de longo prazo a zero, que é o caso dos modelos M9509, M9598 e M9903, que correspondem as de amostra total e dos dois primeiros regimes do MSIAH(3)-VAR(1). Os modelos testados para o período mais recente constataram que após um efeito negativo no IPCA, no final de até dois anos a resposta tende a zero.

O efeito *price puzzle* foi verificado nos modelos M9509, M9598, M9903 e M0009v5. Este efeito vem sendo atribuído à falha dos modelos em captar todas as informações utilizadas pelos Bancos Centrais em suas medidas de política monetária (BERNANKE, BOIVIN, ELIASZ, 2005). Desta forma, situações em que a política monetária reage a indicadores não considerados na modelagem, e que antecedem elevações do nível de preços, podem ser

traduzidas nos testes como respostas inicialmente positivas do nível de preços ao choque de política monetária. O fato de alguns dos modelos que não consideram expectativas de inflação apresentarem o efeito, ao passo que o modelo M0309v7 está livre dele, parece confirmar esta suposição.

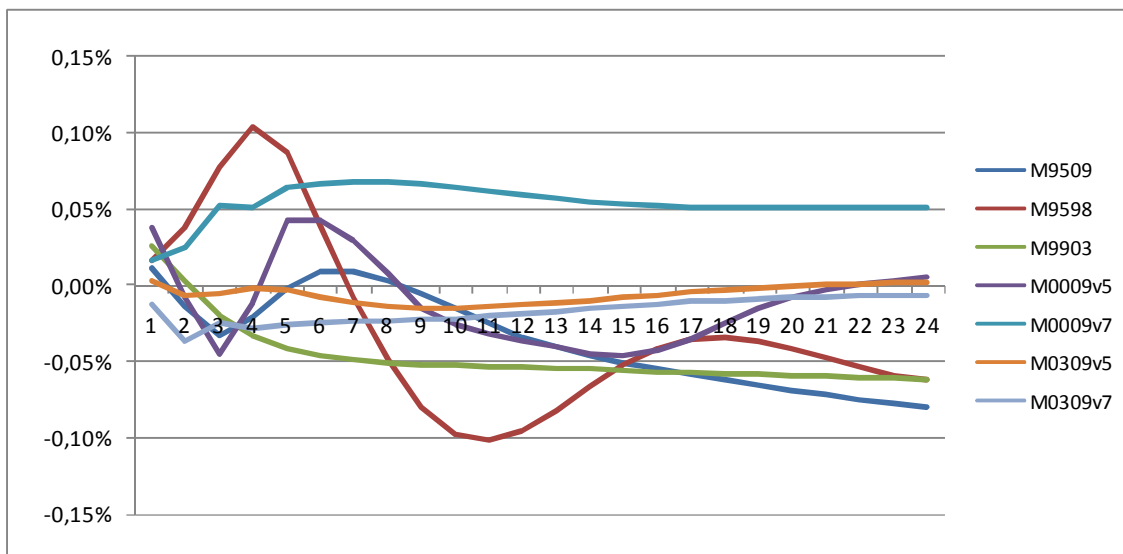


Gráfico 7 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).

A resposta das expectativas de inflação ao choque monetário e à taxa de juros de longo prazo é pouco conclusiva, conforme Gráfico 8. A resposta à SWAP é fortemente positiva, enquanto que a resposta à SELIC é inicialmente negativa (até três meses), e passa a ser positiva, na mesma magnitude, no mês seguinte, e depois cessa. O resultado positivo inicial em relação à SWAP sugere um efeito *price puzzle* entre as expectativas de inflação e de taxa de juros. Guillén (2008) verifica a aderência das expectativas inflacionárias brasileiras a modelos de rigidez informacional, com a constatação de um forte elemento auto-regressivo nas séries de expectativas de inflação. A demora ao ajuste das séries de expectativas consideradas neste trabalho pode explicar o efeito positivo inicial, que nada mais é que o espalhamento do efeito anterior à aplicação da contração monetária ou reversão das expectativas de taxa de juros, refletindo nos primeiros períodos após o choque.

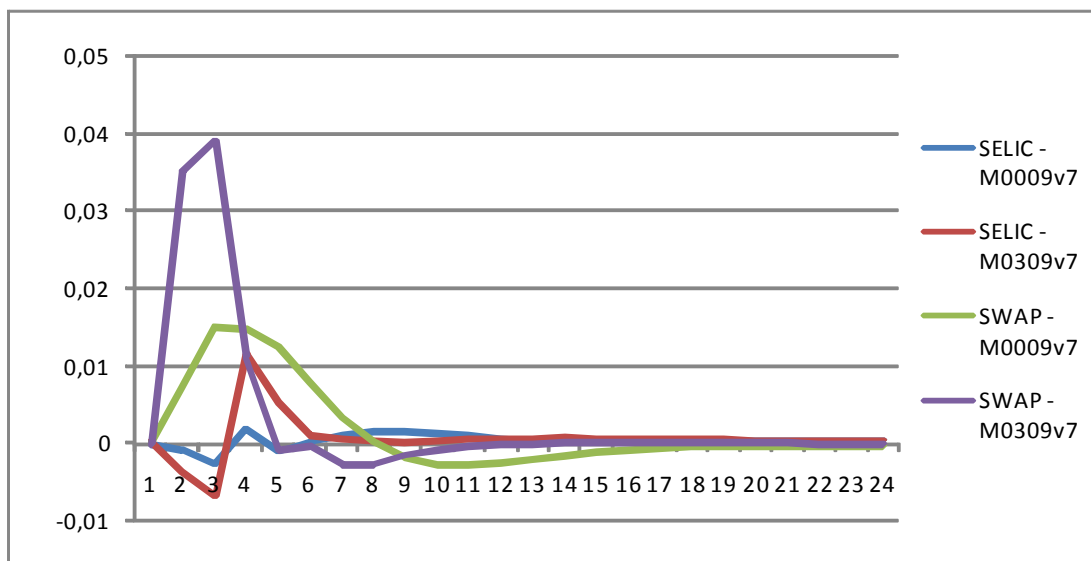


Gráfico 8 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC e SWAP (um desvio-padrão), Resposta: EI (p.p.).

Percebe-se que existe um espalhamento dos choques do CAMBIO nos preços (*pass-through*), com exceção dos modelos de amostra mais recente (2003 a 2009), cujos efeitos convergem a zero após dois anos. O Gráfico 9 mostra que o efeito total se estabiliza em até doze meses, para os modelos restantes, e fica entre 0,18% e 0,32% ao fim de dois anos.

O resultado final para os modelos M0309 indica uma assimetria de efeito da taxa de câmbio à inflação, por constituir um período de queda quase ininterrupta. Considerando este efeito, os setores que incorporam a taxa de câmbio em seus custos repassam essa variação apenas quando é positiva, não o fazendo quando desonera o custo final de seus produtos.

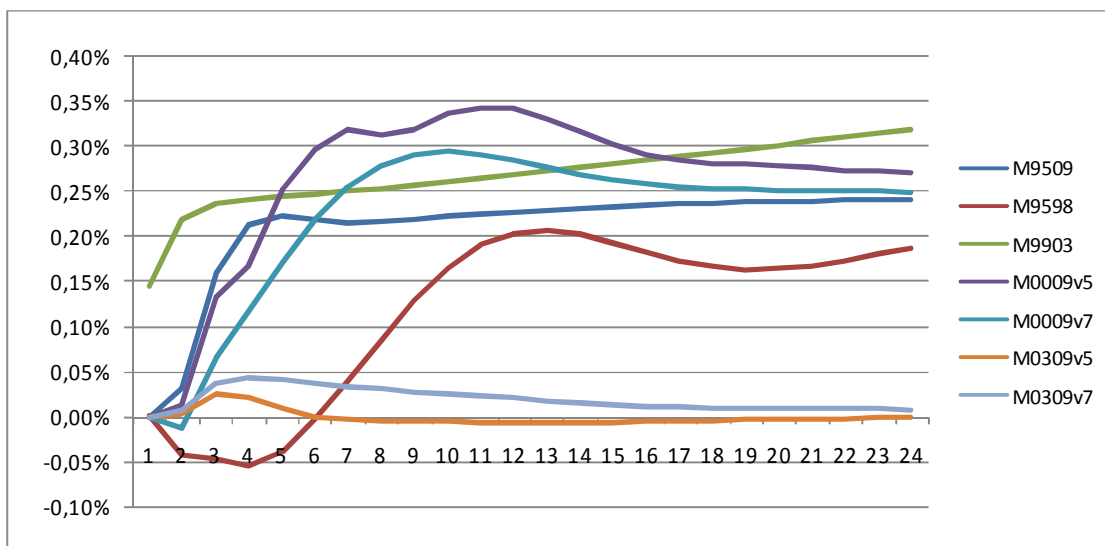


Gráfico 9 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: CAMBIO (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).

Resultado semelhante é verificado para o efeito da produção industrial no IPCA, mesmo que a variabilidade de efeito seja maior entre os modelos, como mostrado no Gráfico 10. Novamente os modelos da última amostra geram funções de resposta que tendem a zero após 24 meses. O efeito final, para os demais modelos, fica entre 0,1% e 0,7%. Pode-se atribuir o efeito identificado à existência de inflação de demanda, cuja importância é verificada pela magnitude do efeito, amostra a amostra.

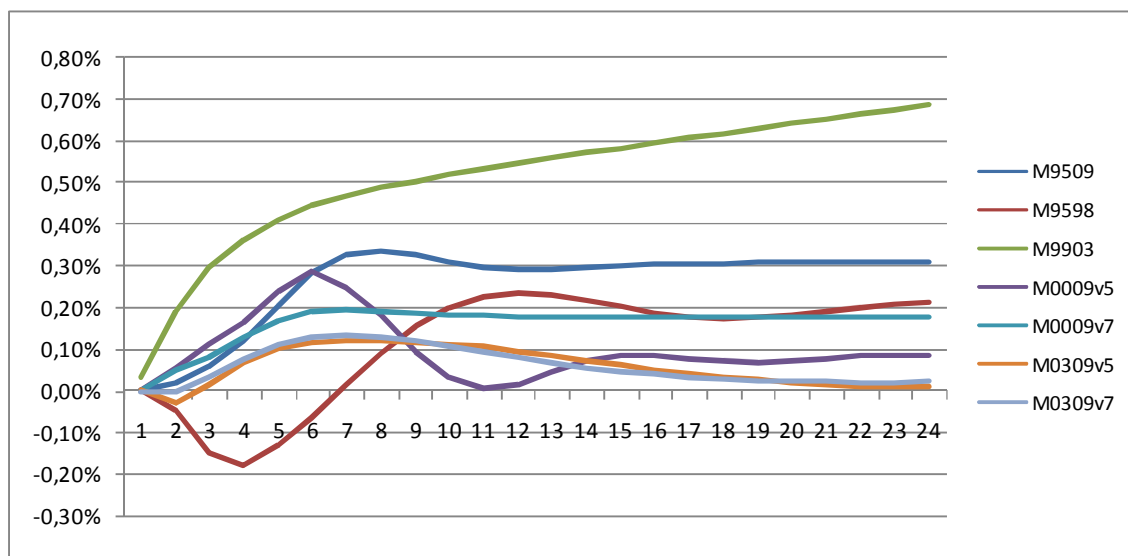


Gráfico 10 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: PIG (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).

O impacto das expectativas inflacionárias no IPCA também se mostra relevante para o modelo de 2000 a 2009, com efeito final de 0,11% (Gráfico 11). Para o modelo mais recente, o efeito se torna nulo dois anos após o choque, mesmo resultado encontrado para o efeito das demais variáveis analisadas.

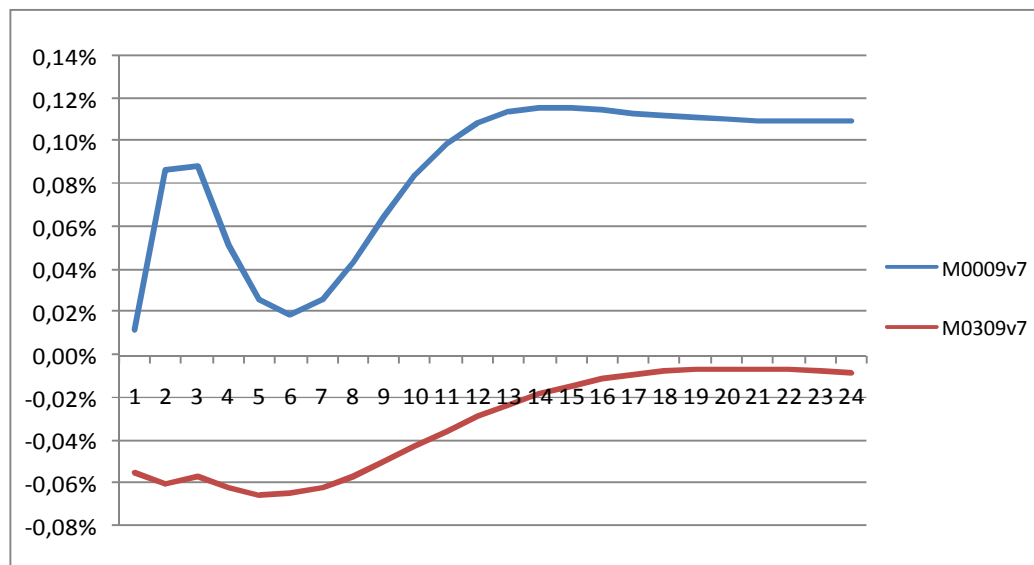


Gráfico 11 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: EI (um desvio-padrão), Resposta: IPCA (%).

4.4.3 Efeito da Política Monetária no Câmbio e no Agregado Monetário

O efeito do choque exógeno da SELIC no CÂMBIO é negativo para a maioria dos modelos (Gráfico 12), condizendo com o efeito suposto de atração de capital externo a um aumento da diferença entre a taxa de juros interna com a externa. Para a amostra de 1995 a 1998, período do regime de câmbio semi-fixo, a resposta é quase nula, o que é consistente, uma vez que a taxa de juros de curto prazo, neste período, foi a ferramenta de absorção de choques externos, com o objetivo de manter a taxa de câmbio dentro de bandas estabelecidas. Este resultado também é consistente com o trabalho de Céspedes, Lima e Maka (2008), que identifica baixo impacto da política monetária exógena na taxa de câmbio para o período de 1996 a 1998, e efetividade no período posterior.

O modelo que apresenta resultado mais destoante foi o M0009v7, o que já havia ocorrido no efeito do IPCA ao choque da SELIC. Para o restante dos modelos, o efeito máximo ocorre após dois meses do choque e converge para zero a partir de seis meses, com exceção do M0009v5, com efeito máximo após seis meses e lenta convergência ao longo dos 24 meses analisados.

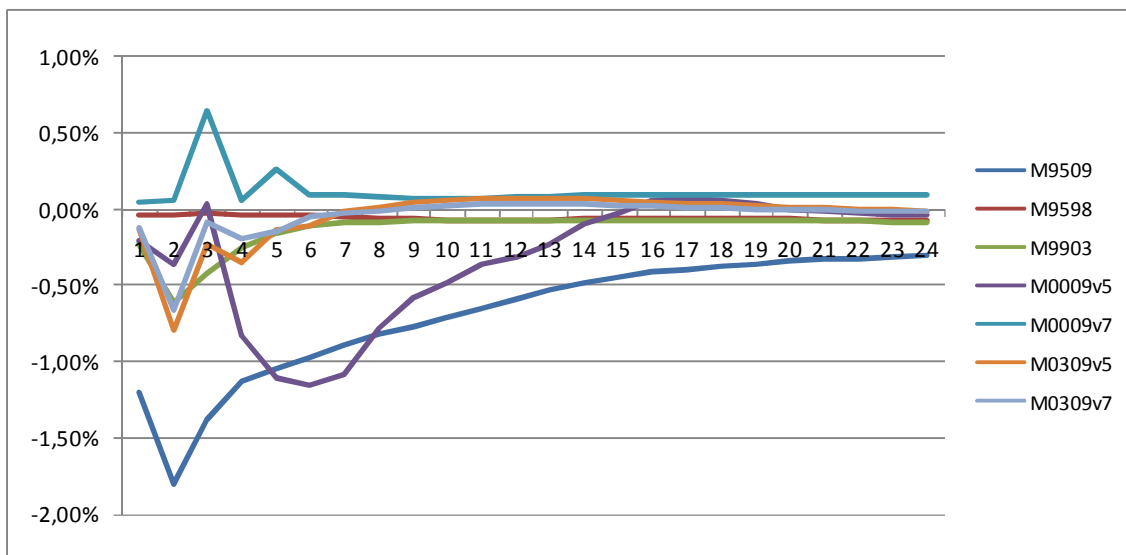


Gráfico 12 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: CAMBIO (%).

O impacto da SELIC no M3 se mostrou não recorrente entre os modelos, como visto no Gráfico 13.

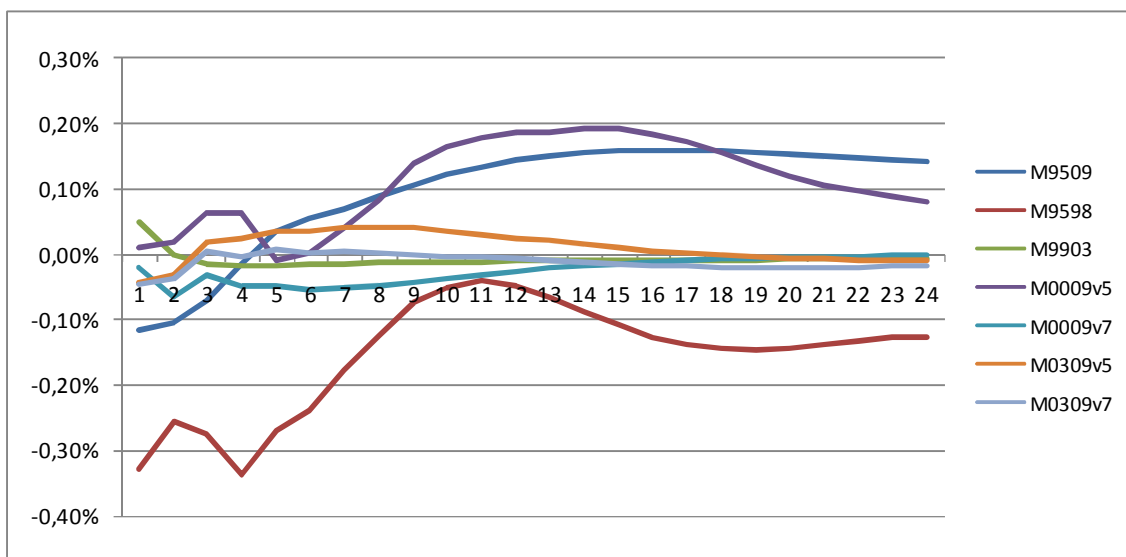


Gráfico 13 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: M3 (%).

4.4.4 Reação da SELIC às demais variáveis

Outro importante foco de análise trata das características da função de reação do Banco Central. A produção é uma variável relevante na determinação da taxa SELIC, como pode ser visto no Gráfico 14. A resposta mais alta foi verificada para a amostra de 1995 a 1998, com resposta máxima de 11% no terceiro mês. Com exceção do modelo M9903, todos

os modelos apresentaram convergência do efeito do PIG na SELIC ao longo do segundo ano, e a defasagem de efeito máximo varia de três a nove meses, com nível máximo em torno de 2% (excetuando também o M9598).

De modo geral, o impacto do crescimento da produção é uma reação positiva do instrumento de política monetária. Este efeito se mostra maior para o período de câmbio fixo, e em geral cessa após um ano.

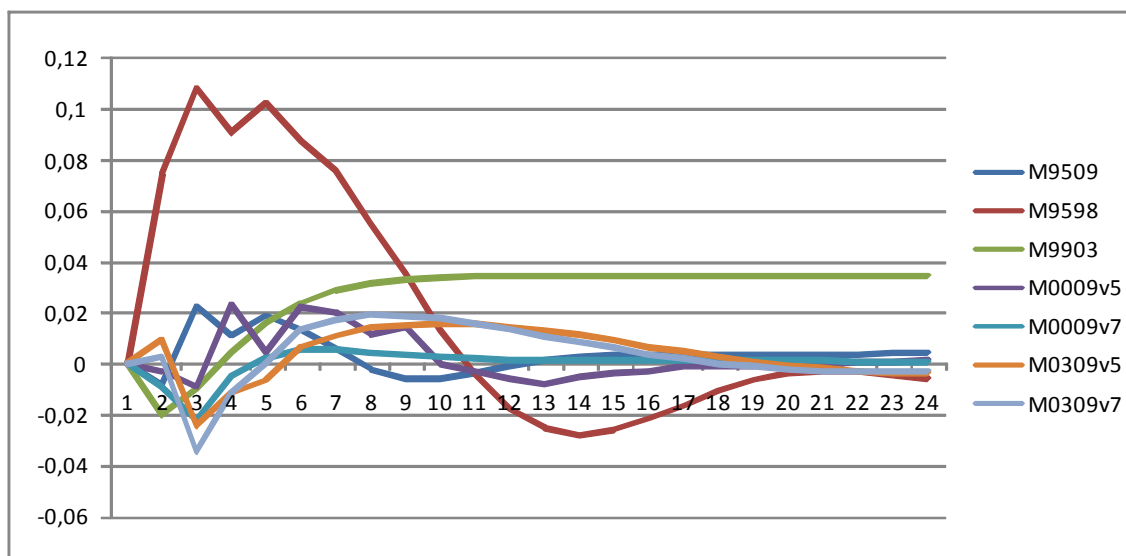


Gráfico 14 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: PIG (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

A resposta da SELIC ao choque de inflação varia entre os modelos (Gráfico 15). Sob o regime de câmbio semi-fixado, a SELIC não era a ferramenta de controle inflacionário, pelo menos não diretamente, e a ‘meta’ estabelecida era a taxa de câmbio. A resposta identificada para este período mostra a resposta mais destoante entre os modelos, com efeito forte e negativo (máximo de -5%) nos nove primeiros meses, e uma correção positiva entre os meses nove e dezessete, após o qual converge a zero.

Os padrões de resposta verificados para a amostra total e para a do período 1999 a 2003 exibem efeito máximo entre 1% e 2%, entre o terceiro e o quarto mês. A diferença ocorre na convergência: o M9903 não converge, enquanto que o M9509 praticamente zera no fim dos 24 meses, o que o torna próximo dos resultados dos modelos de amostra mais recente.

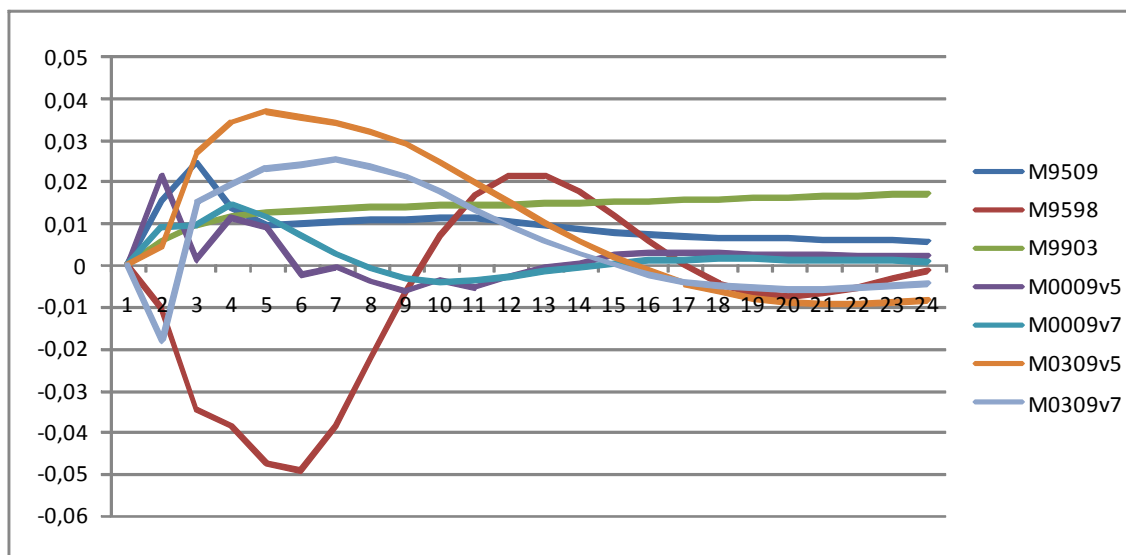


Gráfico 15 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: IPCA (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

Os quatro modelos de amostra recente, com e sem a consideração das expectativas, mostram um impacto positivo rápido, com efeito máximo ocorrendo entre dois e cinco meses, e nível máximo entre 1% e 4%. Dentre estes, o M0309v7 apresenta apenas um desvio do padrão referente ao efeito do segundo mês, que é negativo, mas depois se comporta de modo semelhante aos demais. O regime de metas inflacionárias, em vigor para estas amostras, explica o resultado consistente entre os modelos. O mecanismo de resposta verificado nos modelos é compatível com os pressupostos do regime de metas de inflação, uma vez que a qualquer choque inflacionário, o Banco Central vem respondendo firmemente na persecução das metas estabelecidas.

Outra relação importante para identificar a ação da autoridade monetária diante de ameaça de inflação acima da meta é o efeito da expectativa de inflação na taxa SELIC, mostrada no Gráfico 16. O modelo M0009v7 mostra uma forte reação (3%) da política monetária ao choque nas expectativas já no segundo mês, e uma correção negativa entre os meses quatro e onze, após o qual cessa. Efeito menor é verificado no modelo M0309v7.

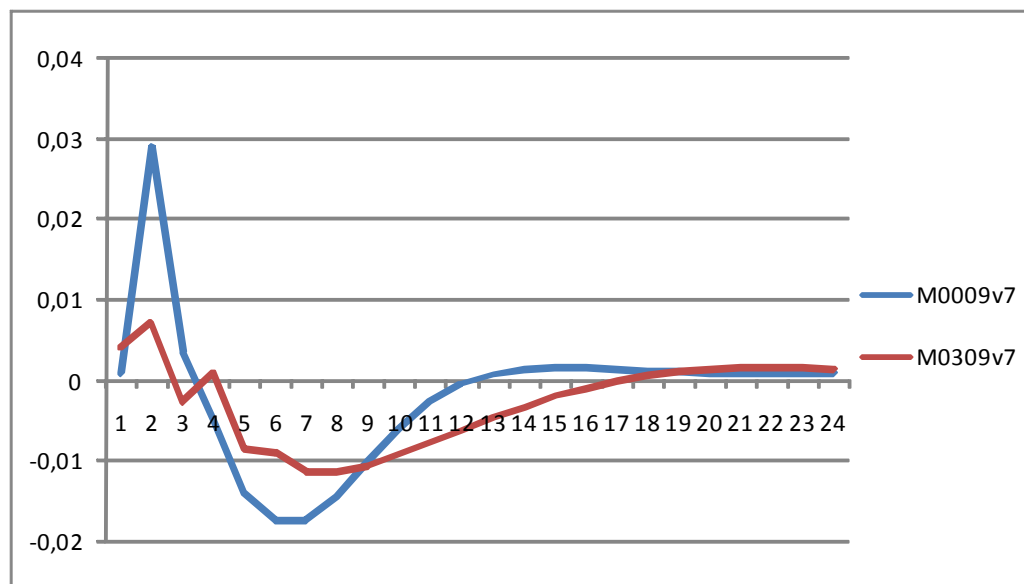


Gráfico 16 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: EI (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

O impacto da variação exógena da taxa de câmbio é o menos consistente entre os resultados dos modelos (Gráfico 17). O modelo M9598, como esperado, mostra alto efeito positivo do segundo ao décimo mês, com interrupção de efeito entre os meses quatro e cinco, e uma compensação negativa a partir do 11º mês, após o qual converge à zero.

O modelo do período seguinte reage na mesma forma e magnitude até o terceiro mês, atingindo pouco mais de 2%, e ao contrário dos demais modelos, a resposta da SELIC ao CAMBIO é permanente, um pouco acima de 1% no final dos 24 meses. O significado do resultado é que, durante o período de consolidação do regime de metas inflacionárias e a flutuação cambial suja, os choques na taxa de câmbio elevaram permanentemente o nível da taxa SELIC. Uma explicação para este efeito é a presença do período da eleição presidencial, que ocorre no final da amostra – meados de 2002 a meados de 2003 – em que a desconfiança do provável e posteriormente eleito presidente elevou enormemente a taxa de câmbio, e também a SELIC, como medida para conter as expectativas inflacionárias. Além disso, a evolução da SELIC no período da amostra é uma tendência quase ininterrupta de alta.

O modelo de amostra total também apresentou forte efeito inicial positivo, seguido de compensação negativa e o efeito cessa já após um ano. Os modelos finais apresentam resultados similares, principalmente se comparados os de mesma amostra. A resposta inicial se mostrou negativa até entre três e seis meses, e o efeito positivo máximo ocorreu entre quatro e onze meses, para os modelos de M0009 e M0309, correspondentemente, e após tendem a zero. A menor intensidade e o padrão diverso dos modelos que consideram em sua

amostra períodos de grande turbulência cambial e mesmo a política de câmbio semi-fixo mostra a diminuição da importância desta variável na definição da política monetária.

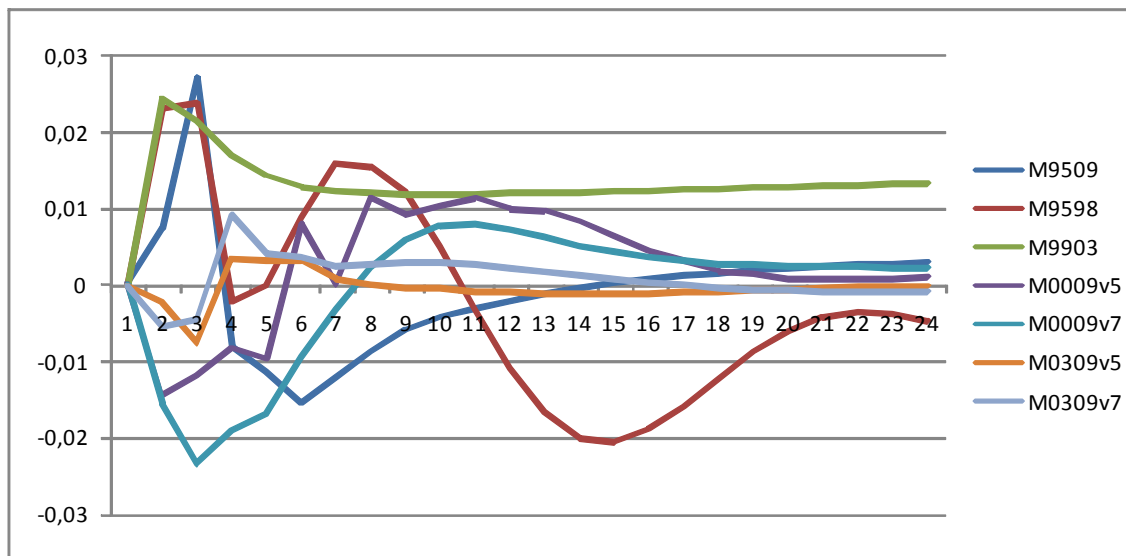


Gráfico 17 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: CAMBIO (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

O agregado monetário M3 apresenta convergência de resultado entre os modelos, com exceção novamente dos modelos dos períodos 1995 a 1998 e 1999 a 2003 (Gráfico 18). O primeiro apresenta um choque negativo intenso no primeiro mês, seguido de impacto positivo do terceiro ao sexto mês. O modelo M9903 apresenta impacto negativo persistente. O choque do agregado monetário na SELIC atinge seu máximo, de -4%, em cinco meses, e o efeito permanece até o fim dos 24 meses.

Os demais modelos, os de amostra total e os mais recentes, apresentam impacto negativo menos acentuado, em até três meses, que lentamente se torna positivo e tende a zero ao longo do segundo ano.

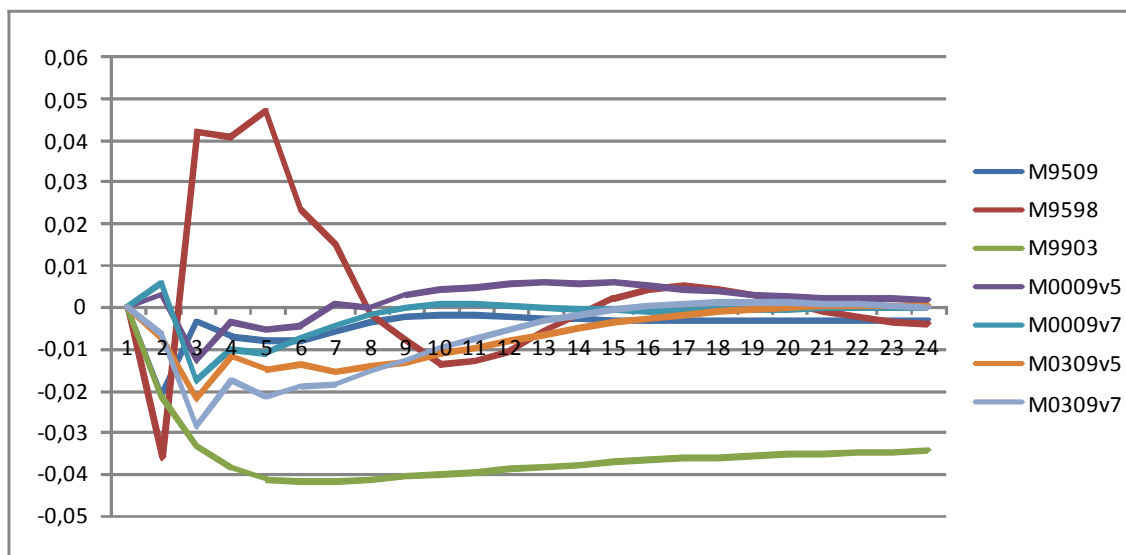


Gráfico 18 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: M3 (um desvio-padrão), Resposta: SELIC (p.p.).

4.4 EFEITOS SETORIAIS DA POLÍTICA MONETÁRIA

Dada a robustez do efeito da política monetária na Produção Industrial Geral entre os modelos gerais, optou-se por testar, para os modelos específicos, apenas a amostra total, correspondente ao modelo M9509, adicionando a variável de produção setorial como a última na ordenação do SVAR e da matriz de Cholesky. Os resultados apresentados e analisados são as IRFs das variáveis de produção setorial (resposta) em relação à SELIC (impulso).

Os resultados dos modelos específicos com os Setores por Categoria de Uso são esclarecedores, principalmente sobre o lado da demanda dos bens, como visto no Gráfico 19. A resposta da Indústria de Bens de Consumo Semi e Não Duráveis é mínima, sendo negativa no mesmo mês da adoção, oscilando até o quinto mês e tende a zero sete meses após o choque inicial de política monetária. Este resultado confirma a expectativa de baixo efeito da política monetária sobre o consumo das famílias, o que suporta a teoria do ciclo de vida de Modigliani no Brasil pós-real.

A Indústria de Bens de Consumo Duráveis apresenta a maior reação negativa ao choque monetário. O consumo desta categoria de bens, de alto preço unitário, é fortemente dependente de financiamento, sendo o seu custo um canal importante para a transmissão da política monetária. O impacto pode ser dividido em duas partes. O efeito inicial, do primeiro ao quarto mês, atinge o ponto máximo é de -2,2% no segundo mês. Após o choque inicial da taxa de juros nas decisões, o espalhamento do efeito sobre os outros setores leva a uma lenta recuperação, com o nível da produção pouco abaixo de -0,4% do nível pré-choque até o 10º

mês. Após esta fase, a produção lentamente retorna ao seu nível inicial, o que ocorre em até dois anos.

O choque à Indústria de Bens de Capital é similar à anterior. O impacto inicial é semelhante ao da Indústria de Bens de Consumo Duráveis em termos de defasagem, porém o efeito máximo é de -0,8%, entre o segundo e terceiro mês. O efeito do espalhamento sobre a economia parece se aplicar para este setor. A permanência do efeito pode ocorrer devido à irreversibilidade dos projetos de investimento já em curso, e também dos contratos firmados de fornecimento dos bens de capital, o que faz com que parte do efeito seja defasado. O canal da taxa de juros parece ser importante para este setor. O aumento da taxa de juros de curto prazo afeta a estrutura a termo, conforme verificado no tópico 4.4.1, e conseqüentemente altera a taxa de juros real e o requerimento de remuneração dos investimentos. O canal do preço dos ativos e o mecanismo do q de Tobin também podem ser importantes para a magnitude deste efeito, que prevêem a reação negativa do investimento em decorrência da queda do preço dos ativos.

A Indústria de Bens Intermediários mostra o efeito inicial, até o terceiro mês, praticamente igual ao da Indústria de Bens de Consumo Semi e Não Duráveis. O efeito é muito pequeno e rápido. A partir do sexto mês, o efeito de espalhamento dos outros setores atinge este, que chega ao máximo de efeito de -0,2% no oitavo mês, e o nível de produção retorna ao seu ponto inicial já no 16º mês. A demora da resposta também pode ser justificada pelo fato de que a decisão de redução de produção não ocorre ao mesmo tempo em que os contratos de fornecimento se encerram ou são renegociados.

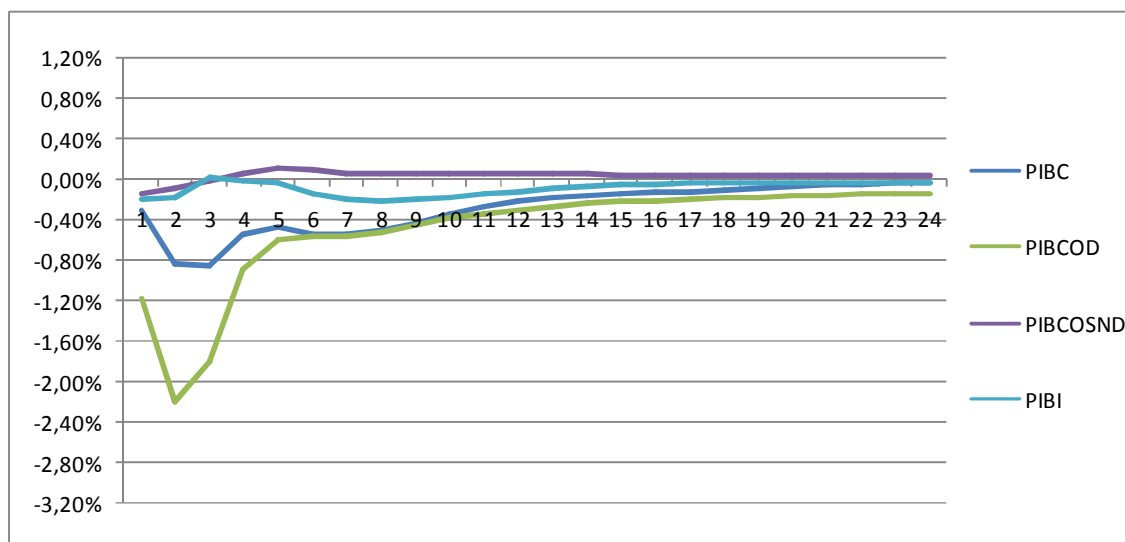


Gráfico 19 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Agregados por Categoria de Uso (%).

De modo geral, os setores industriais brasileiros se comportam de forma semelhante com os identificados para países desenvolvidos, como EUA, Reino Unido, França, Alemanha e Itália (BERNANKE; GERTLER, 1995; GANLEY; SALMON, 1997; DEDOLA; LIPPI, 2005): o setor de bens de consumo duráveis é um dos que sofre maior impacto, o setor de bens de consumo não-duráveis apresenta baixo impacto e os intermediários e de capital resultados intermediários. Mesmo assim, a defasagem média nestes países é maior que a brasileira, conforme discutido na seção 4.1.

A segunda queda das séries de produção setorial a partir do sexto mês, que também se verifica na produção geral em dois dos modelos gerais (M9509 e M0009v5) também pode se originar de restrições no acesso das empresas às suas fontes de financiamento, após a utilização de suas reservas de capital, de acordo com as suposições da relevância do canal do crédito, ao invés, ou mesmo em complemento, ao efeito de espalhamento pela economia.

O grande efeito verificado pelos setores de Bens de Consumo Duráveis e de Bens de Capital é consistente com o resultado verificado pelo modelo semi-estrutural de Minella e Souza-Sobrinho (2009). Neste trabalho, a taxa de juros de pessoa física, diretamente vinculada ao financiamento dos bens de consumo duráveis, foi o canal responsável por mais da metade da queda do produto total ao longo do primeiro ano. O canal da taxa de juros das empresas, que possui grande impacto no setor de Bens de Capital, apresenta o segundo efeito dominante, e representou pouco menos da metade da anterior.

Para testar um efeito análogo nos SVAR testados, de modo a verificar a importância das variáveis endógenas dos SVAR nas variáveis de produção setorial, recorre-se à decomposição da variância do seu erro de previsão. Esta é uma técnica que mensura a proporção dos movimentos de uma variável decorrente de seus próprios choques em comparação com a resposta aos choques das outras variáveis, e provê a evolução do comportamento dinâmico da variável no sistema (ENDERS, 2004). Em outras palavras, a técnica faz uma inferência da importância das variáveis do sistema em determinar as alterações das variáveis em questão.

Os testes de decomposição da variância tomaram como estrutura a mesma ortogonalização da variância adotado para as IRFs. Os resultados, mostrados no Gráfico 20, se mostram consistentes com as conclusões do trabalho de Minella e Souza-Sobrinho (2009): (i) a PIBCOD apresenta a maior relevância da SELIC em sua determinação, em torno de 20% já no terceiro mês, e o principal componente de sua variância é a *proxy* do nível de atividade (PIG); (ii) a importância da SELIC na PIBC é a metade do setor anterior, mas ainda relevante. A importância da PIG é semelhante e maior que a autodeterminação; (iii) o PIBI é menos

determinada pela SELIC, com menos de 4%, e em grande medida pelo PIG e por ela própria; (iv) o setor de bens de consumo semi e não duráveis apresenta a irrelevância da SELIC, o que confirma o resultado das IRFs, além da predominância dos seus próprios choques no seu erro de previsão, resultado diverso dos outros setores, em que o principal determinante é o PIG. A demanda de bens de consumo de rápido consumo, e por consequência a sua produção, é por natureza muito mais determinada pelas preferências dos consumidores, uma vez que é mais inelástica em relação à renda (são bens de primeira necessidade) e às condições de financiamento (baixo preço unitário).

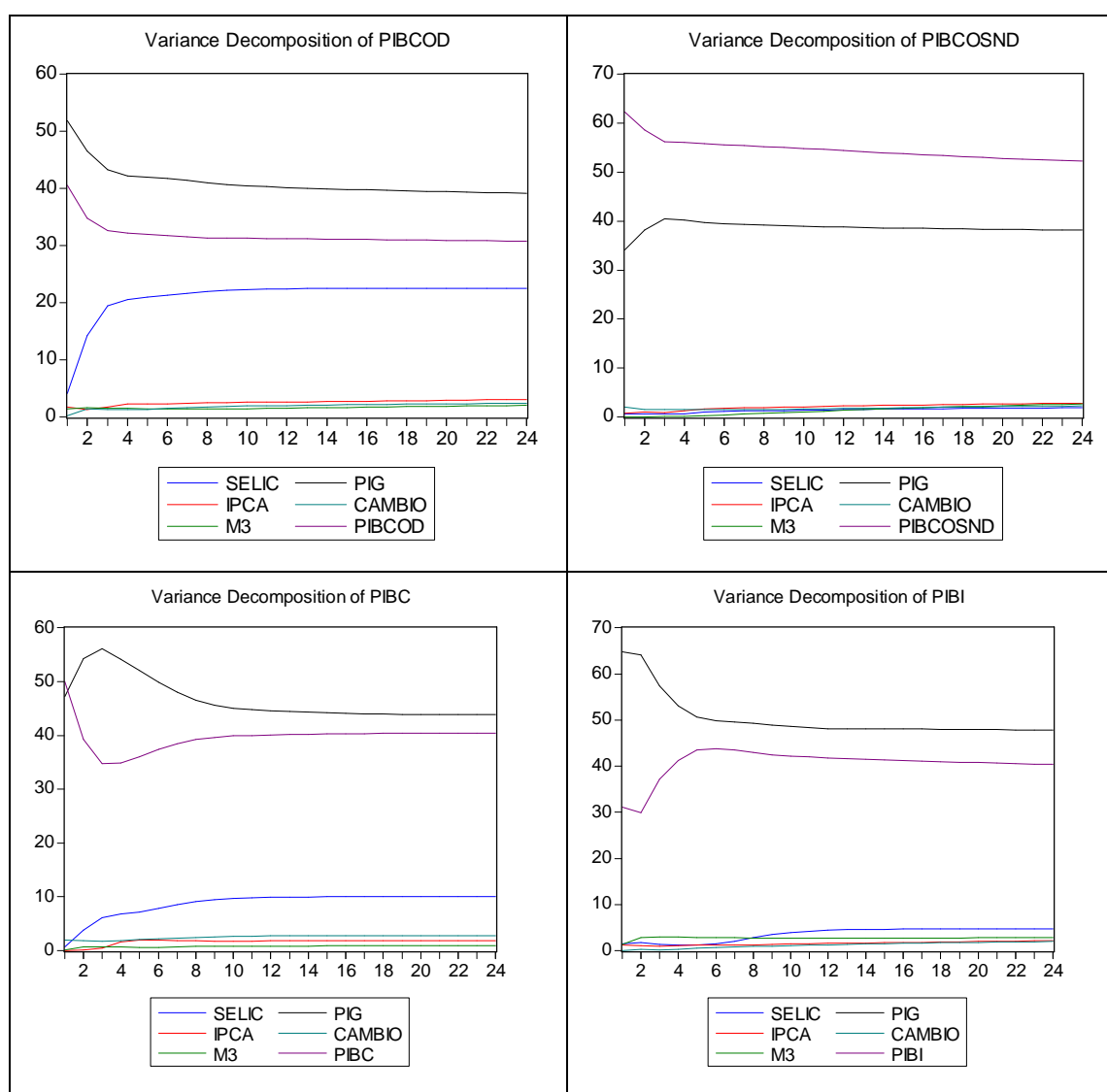


Gráfico 20 – Decomposição da Variância – Setores Industriais Agregados por Categoria de Uso.

Comparando setores mais específicos ligados à Indústria de Bens de Consumo Semi e Não Duráveis, percebe-se que os de consumo não-duráveis mostram efeitos diversos, em

torno de zero e de baixíssima significância (Gráfico 21). Entre estes setores estão os de Alimentos, Bebidas, Fumo, Farmacêuticos e Perfumaria, Higiene e Limpeza.

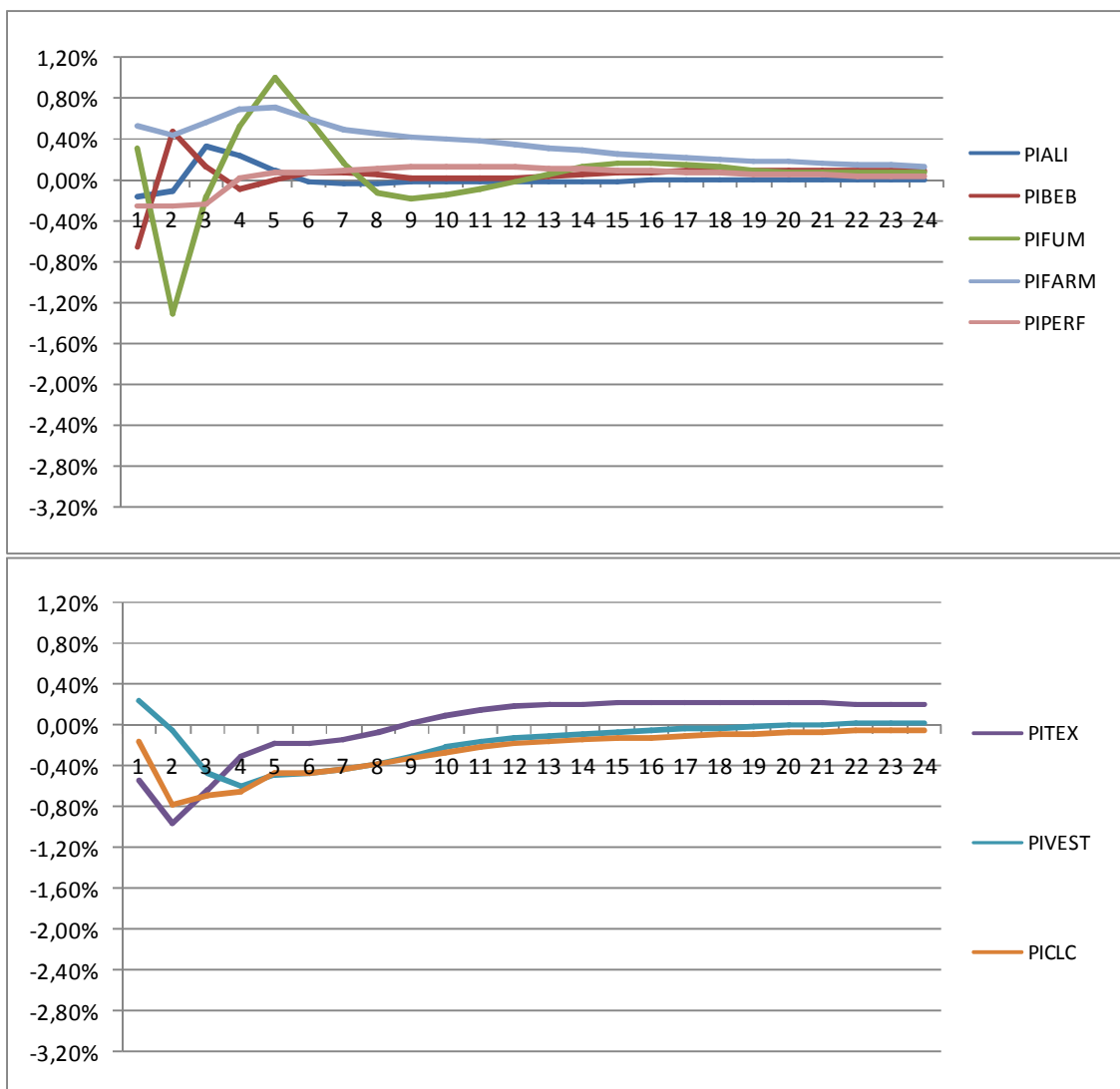


Gráfico 21 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados ao Consumo Semi e Não Duráveis (%).

O efeito dos setores ligados à indústria de bens semi-duráveis foi diferente do verificado nos setores de bens não-duráveis. Os setores de Têxteis, Vestuários e Calçados foram categorizados desta forma por sua afinidade de demanda e proximidade de resultado, mesmo que o de Têxteis possa ser em parte classificado como bem intermediário. O resultado entre os setores se mostrou consistentemente negativo, com efeito máximo entre -0,5% e -1%, entre o segundo e o quarto mês. O efeito do setor têxtil passa a ser positivo no décimo mês, enquanto que os outros dois cessam após um ano do choque inicial.

Os resultados dos testes com os setores que representam as Indústrias de Bens de Consumo Duráveis e de Capital foram condizentes com os resultados dos agregados, conforme Gráfico 22. O setor de Equipamentos Eletrônicos e de Comunicações foi o que apresentou maior resposta, de -3%, já no segundo mês após o choque de política monetária. O restante do efeito segue o padrão já descrito para as Indústrias de Bens de Capital e de Consumo Duráveis. O setor de Veículos Automotivos registrou o segundo maior efeito máximo, em torno de -1,8%, seguido pelos setores de Outros Equipamentos de Transporte, Mobiliário e Equipamento Elétrico. O setor de Outros Equipamentos é o único cujo efeito converge a zero logo após o choque inicial, o que ocorre já no sexto mês.

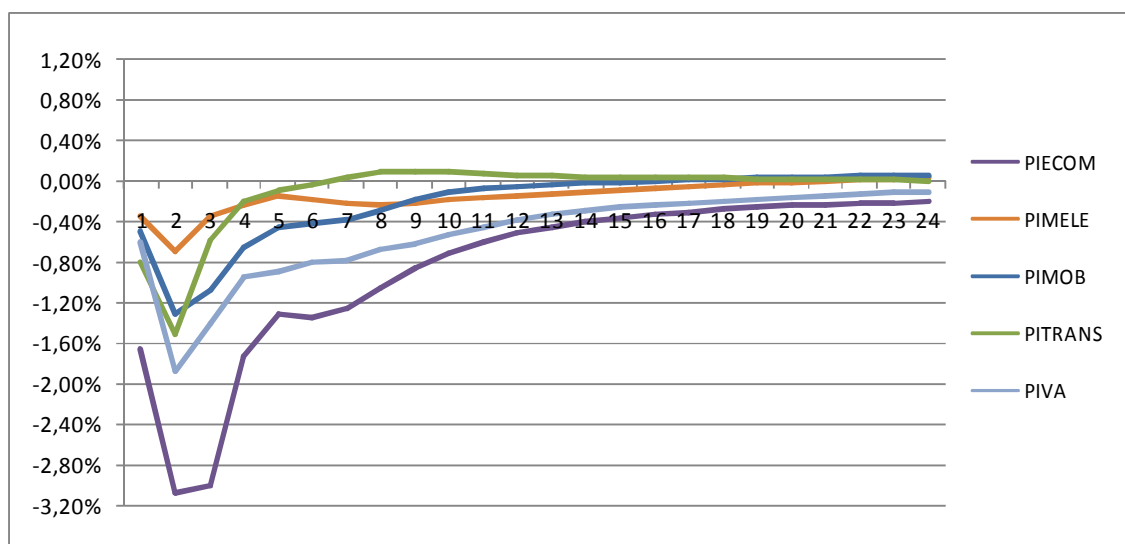


Gráfico 22 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados ao Consumo Duráveis e Bens de Capital (%).

O último bloco de setores está ligado à Indústria de Bens Intermediários, como visto no Gráfico 23. O setor de Refino de Petróleo simplesmente não respondeu à política monetária. Supõe-se que a relevância da decisão do governo, assim como o grande grau de concentração neste setor explique a indiferença da produção à ação da política monetária exógena. Os demais setores reagiram muito timidamente, seguindo, de modo geral, o resultado da Indústria de Bens Intermediários. Uma primeira exceção é o setor de Celulose, com efeito muito curto, que cessa já no quinto mês. A segunda, esta mais relevante, é o setor extrativo, que apresentou resposta positiva e longa à política monetária. O efeito apresentado pela indústria de extração está ligado à forte participação do setor externo na sua demanda. No lado da oferta, as empresas deste setor estão menos expostas à restrição financeira decorrente do canal do crédito, uma vez que constituem grandes empresas, com grande

capacidade de autofinanciamento e de fontes alternativas de recursos – mercados de capitais e financiamento externo.

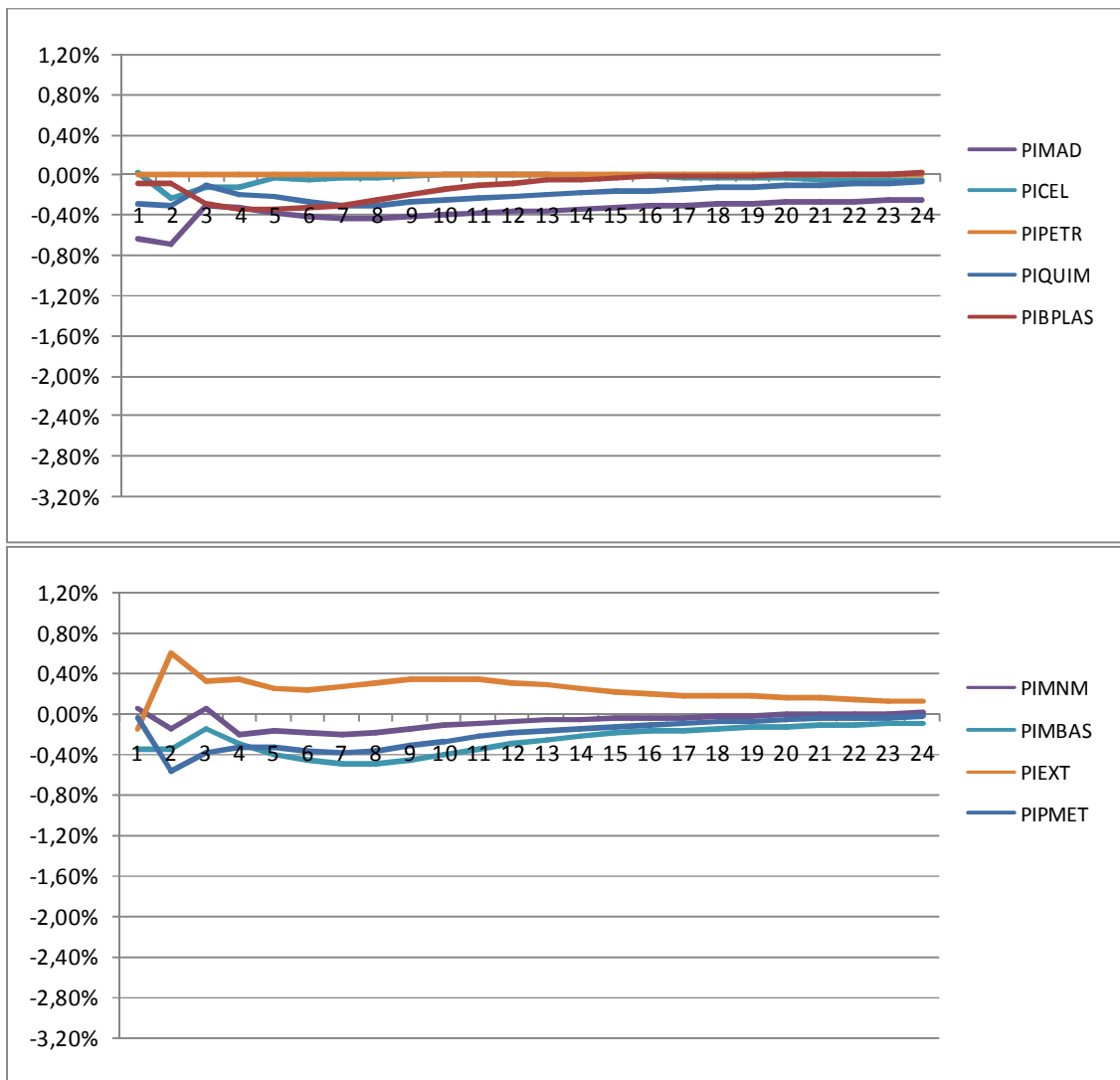


Gráfico 23 – Funções de Impulso e Resposta. Impulso: SELIC (um desvio-padrão), Resposta: Setores Industriais Desagregados por Tipo – Ligados à Indústria Intermediária (%).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo verificar algumas características importantes da política monetária e sua transmissão na economia brasileira no período pós-estabilidade monetária, entre elas as respostas dos choques das principais variáveis macroeconômicas à política monetária exógena e não esperada, as quebras estruturais destas relações e também a reação da produção industrial desagregada. Para tanto, se valeu de metodologia própria para este tipo de estudo, com a estimação de modelos para captar o efeito exógeno da política monetária nas principais variáveis macroeconômicas (VAR e SVAR), cuja identificação das restrições foi realizada por métodos de análise sistêmica de estruturas (DAGs). Além disso, a estabilidade dos parâmetros estimados foi flexibilizada, consideradas as limitações de análise econométrica de política econômica levantados pela Crítica de Lucas, o que foi feito ao utilizar a modelagem não-linear do MS-VAR, o que trouxe *insights* sobre as mudanças estruturais da economia brasileira, além de fornecer datas empíricas de quebras a serem modeladas em VAR lineares.

A partir de 1995 duas quebras estruturais foram empiricamente identificadas. A primeira coincide com o abandono do regime de câmbio semi-fixo, ocorrido em janeiro de 1999. Sendo assim, o primeiro regime é caracterizado pelo Plano Real propriamente dito, com a variável de política monetária sendo definida para absorver choques externos, o que é captado pelo fato do coeficiente da taxa de câmbio ser a mais relevante na equação da SELIC. Já o efeito da SELIC nas outras variáveis não é estatisticamente significativo.

O segundo regime identificado corresponde ao período de estruturação do regime de metas inflacionárias, de início da flutuação cambial e de choques às variáveis macroeconômicas decorrentes de dúvidas quanto ao abastecimento energético, a sucessão presidencial, e a construção da reputação da política monetária do governo Lula, o que ocorre a partir de meados de 2003 com a manutenção das altas taxas de juros, quando ocorre a segunda quebra estimada. Este regime apresenta uma função de resposta pautada principalmente para conter a difusão da desconfiança externa, via taxa de câmbio, às variáveis internas, notadamente o nível de preços. O efeito da SELIC, porém, é muito pequeno para a maior parte das variáveis, o que indica ser este um regime intermediário para o estabelecimento das relações buscadas pelo Banco Central, de efetividade de sua política sob o regime de metas de inflação.

O terceiro regime, iniciado em agosto de 2003, apresenta a consolidação do regime de metas inflacionárias, o que é visto pela predominância do nível de preços na função de reação

do Banco Central. A efetividade da política monetária também é aumentada, visto que o efeito da SELIC na produção industrial e no nível de preços se torna negativa, mesmo que significativa apenas para a produção.

A estimação das Funções de Impulso e Resposta para a amostra total e as sub-amostras identificadas apresentou alguns fatos relevantes: a produção é consistentemente afetada pelo choque exógeno de política monetária entre as amostras, sendo que o efeito máximo ocorre entre dois e quatro meses e o nível de produção industrial volta à sua tendência de longo prazo em até um ano, o que torna o efeito da política monetária brasileira pelo menos duas vezes mais rápida no espalhamento de sua transmissão, se comparado a economias as dos EUA, UK, França, Alemanha e Itália (BERNANKE; GERTLER, 1995; BERNANKE; MIHOV, 1998; DEDOLA; LIPPI, 2005). Esta diferença vem sendo explicada pela predominância do crédito de curto prazo na economia brasileira, assim como da grande parcela de ativos e contratos pós-fixados, que geram efeitos pró-cíclicos na contração monetária, e reduzem o efeito total e o espalhamento do efeito para as taxas de juros de prazo maior.

Por outro lado, o papel das taxas de juros de prazo mais longo é verificado como relevante. A taxa de juros de curto prazo afeta as de longo prazo com pouca defasagem, e as alterações na estrutura a termo geram respostas negativas na produção industrial, com uma defasagem de efeito máximo um pouco maior que o efeito da taxa de curto prazo, o que é evidência de um mecanismo de transmissão da política através da estrutura a termo. Além disso, a elevação das expectativas de taxas de juros impacta positivamente a taxa de juros de curto prazo. O que não é claro é se o Banco Central sinaliza, gera expectativas e cumpre a sinalização, ou se está apenas 'seguindo o mercado', ou seja, atuando de forma a não desapontar as expectativas formadas devido a custos de reputação.

A resposta do nível de preços e das expectativas de inflação à política monetária é menos conclusiva entre as amostras identificadas pelos modelos MS-VAR. De modo geral, o nível de preços reage negativamente a um choque contracionista, sendo este efeito permanente para a maioria das amostras temporais, inclusive para o período total do estudo. Outro efeito freqüente entre os modelos testados é a presença do *price puzzle* – uma elevação dos preços e da inflação logo após a contração monetária – um efeito verificado recorrentemente em estudos desta natureza, e vem sendo explicado pela falha dos modelos em captar todas as informações utilizadas pelos bancos centrais (BERNANKE, BOIVIN, ELIASZ, 2007). Efeito semelhante ocorre com a resposta das expectativas de inflação à taxa de juros de curto prazo, e em menor magnitude aos choques de taxas de juros de longo prazo.

O *pass-through* da taxa de câmbio para os preços se mostrou importante para todas as amostras, com a exceção do período de 2003 a 2009, em que o efeito final se mostrou nulo. O fato de este período possuir tendência da taxa de câmbio declinante indica um efeito assimétrico de repasse dos custos cambiais pelas empresas. O efeito do nível de atividade nos preços seguiu o efeito da taxa de câmbio, mas com menor magnitude. Já a resposta da taxa de câmbio à política monetária se comportou de acordo com o esperado, com queda após uma contração monetária. O efeito se mostrou maior e com maior defasagem para a amostra geral. No período de câmbio semi-fixo a taxa de câmbio não reage à inovação monetária.

As características da função de reação da autoridade monetária se mostraram, no geral, de acordo com o esperado. A SELIC reage de modo consistentemente positivo à atividade industrial, com destaque ao período 1995 a 1998, elevando-se até cinco vezes mais que nas outras amostras. A reação ao nível de preços se mostra negativo para o regime de câmbio semi-fixo. A adoção do regime de metas de inflação foi verificada na resposta positiva da SELIC a choques exógenos do nível de preços e das expectativas de elevação da inflação, para as amostras mais recentes.

O papel da taxa de câmbio se mostrou altamente dependente da amostra testada. Sob o câmbio semi-fixo, o impacto inicial é altamente positivo, tendendo a zero no médio prazo. O período seguinte – 1999 a 2003 – registra elevação permanente da taxa SELIC, o que reflete a escalada contínua tanto da taxa de câmbio como da própria SELIC, para conter os efeitos inflacionários causados pelo *pass-through*. Para as amostras seguintes o impacto inicial é negativo, alternando para positivo, mas com menor magnitude e significância, o que indica a perda de relevância desta variável para a definição da política monetária no período mais recente.

Os resultados dos modelos específicos revelam um padrão interessante sobre o efeito da política monetária nos setores industriais brasileiros, analisados principalmente sob a ótica da demanda dos bens por eles produzidos. O setor agregado mais afetado é o de Bens de Consumo Duráveis, com uma redução máxima de mais de 2% após o choque exógeno contracionista, o que ocorre após três meses. Este setor volta à sua tendência de longo prazo pouco menos de um ano e meio após o choque inicial. O setor de Bens de Capital apresentou a segunda maior resposta, de 0,8%, com defasagens idênticas ao setor de bens de consumo duráveis. A decomposição da variância da produção dos setores de Bens de Consumo Duráveis e de Bens de Capital mostrou alta relevância da SELIC na sua determinação, de 20% e 10%, respectivamente. Este resultado está de acordo com os achados de Minella e Souza-Sobrinho (2009), que identificam o canal da taxa de juros pessoal, via consumo de

Bens de Consumo Duráveis, como responsável por 64% da queda do produto após um ano de choque monetário, e do canal da taxa de juros das empresas, principalmente via investimento, causando 24% da queda no mesmo período.

O setor de Bens de Consumo Semi e Não-Duráveis mostrou uma reação baixa e curta, de no máximo -0,1% no primeiro mês, cessando até o terceiro mês. A decomposição de sua variância também mostrou a insignificância da SELIC em sua determinação, e a preponderância da própria variável, acima mesmo da produção industrial geral, resultado diverso dos demais setores. Estes resultados estão de acordo com a previsão da Teoria do Ciclo de Vida de Modigliani. As famílias suavizam o seu consumo diante de choques exógenos, principalmente o de bens essenciais, de baixo valor unitário e não dependentes de financiamento para a sua aquisição, o oposto dos Bens Duráveis.

O setor de Bens Intermediários apresentou um nível de resposta inicialmente semelhante ao de Bens de Consumo Semi e Não-Duráveis, mas após o quinto mês segue o padrão de resposta secundária identificado para os demais setores. A identificação desta segunda onda de choque é importante e merece investigação adicional. Ela pode se originar do espalhamento do efeito renda pela economia, assim como pela morosidade da revisão e término dos contratos de fornecimento dos bens industriais. Outra suposição é que represente a restrição originada no canal de transmissão do crédito, que se diferencia dos demais por surgir de fricções do mercado de crédito que o tornam um propagador das restrições originais dos demais canais, mas que ocorre com uma defasagem maior.

Os setores industriais por tipo apresentaram resultados similares aos dos anteriores: setores de bens de capital e de consumo duráveis, como de materiais elétricos, mobiliário, transporte, veículos e eletrônicos e comunicação foram os que apresentaram as respostas mais acentuadas, sendo os dois últimos os setores analisados que apresentaram os maiores efeitos, -1,8% e -3,1%, respectivamente; os setores não-duráveis mostraram efeitos baixos (alimentos, bebidas e perfumes), irregulares (fumo) e mesmo positivo (farmacêuticos), e não significativo; os de consumo semi-duráveis (têxteis, vestuários e calçados) responderam negativamente de forma consistente, atingindo quase -1% no efeito máximo; e os setores de bens intermediários apresentaram comportamento muito semelhante do seu agregado, com exceção do setor extrativo, com efeito positivo, e do setor de petróleo, que se mostrou indiferente à política monetária, provavelmente devido à concentração do seu controle pelo próprio governo.

Esta dissertação teve como pretensão contribuir para o entendimento da transmissão da política monetária no Brasil, na linha de trabalhos como os de Minella (2003), Arquete e

Jayme Jr. (2003), Fernandes e Toro (2005), Cysne (2005), Silva Filho, Silva e Frascaroli (2006), Céspedes, Lima e Maka (2008) e Minella e Souza-Sobrinho (2009). Nesta medida, muitos dos resultados deste trabalho aumentam as evidências de vários dos achados dos estudos precedentes. Além disso, procurou-se avançar em alguns pontos, como uma abertura maior das variáveis agregadas na análise, além de permitir uma flexibilização mais ampla dos parâmetros, visto que admitiu uma decomposição da amostra pós-estabilização monetária em até três regimes, de modo a analisar diferenças mais sutis que as identificadas nos estudos citados.

Os resultados obtidos no estudo estão longe de esgotar a discussão sobre os efeitos e inter-relações da política monetária e seus mecanismos de transmissão, e novas questões importantes são levantadas. O papel do canal do crédito no Brasil parece não ter sido suficientemente estudado. Este mecanismo de transmissão vem se revelando extremamente relevante diante da crise econômica mundial surgida e propagada pelo setor financeiro. Verificar os efeitos da restrição de crédito e a possibilidade de interferência via política monetária se mostra imperioso diante dos riscos de aprofundamento de recessões que uma crise financeira pode causar.

Uma sugestão de estudo reside na exploração de microdados de instituições financeiras e de empresas. Uma possibilidade seria extrapolar os métodos apresentados nesta dissertação para verificar o impacto da política monetária nas variáveis financeiras empresa a empresa, e então comparar com os indicadores disponíveis em seu balanço. A falta de informações como grau de concentração, de endividamento financeiro, tamanho médio da empresa, entre outros, disponíveis em nível setorial em países desenvolvidos, mas não no Brasil, restringiu a análise dos setores pelo lado da oferta, ou seja, pela capacidade das empresas em enfrentar o estrangulamento do crédito decorrente da restrição monetária. Ao utilizar microdados de empresas, uma riqueza de informações, presente nos seus balanços, permite uma análise mais profunda do que está causando a diferença de efeito entre as unidades de análise.

Metodologicamente também existem outros caminhos a serem explorados. As alternativas metodológicas adotadas foram embasadas em estudos relevantes da área. Porém, a questão da estrutura dos modelos está longe de se esgotar. Primeiramente, a ordenação das variáveis, definida neste trabalho pelos métodos de análise sistêmica de estruturas, foi realizada, em sua maioria, sem definições *a priori*, o que pode ir de encontro às convicções de muitos econométricos. Várias outras opções apresentadas ao longo do trabalho, como o FAVAR de Bernanke, Boivin e Elias (2005) e o modelo semi-estrutural de equilíbrio geral

dinâmico e estocástico de Minella e Souza-Sobrinho (2009), apenas para citar algumas, são abordagens interessantes a serem exploradas.

REFERÊNCIAS

- ALAM, T.; WAHEED, M. *The monetary transmission mechanism in Pakistan: a sectoral analysis*. MPRA Paper, University Library of Munich, Germany, set. 2006.
- ARNOLD, I. J. M.; VRUGT, E. B. Regional effects of monetary policy in the Netherlands. *International Journal of Business and Economics*, v. 1, n. 2, p. 123-134, 2002.
- ARQUETE, L.; JAYME JR., F. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos. *Anais... XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2003.
- BALL, L. Time-Consistent Policy and Persistent Changes in Inflation. *Journal of Monetary Economics*, v. 36, n. 2, p. 329-350, nov. 1995.
- BARBOSA, F. H. The contagion effect of public debt on monetary policy: the Brazilian experience. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 2, p. 231-238, abr./jun. 2006.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. The Federal Funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, n. 82, p. 901-921, set. 1992
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, v. 1, n. 120, p. 387-422, fev. 2005.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, n. 103, p. 869-902, ago. 1998.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M. Has monetary policy become more effective? *The Review of Economics and Statistics*, v.3 n. 88, p. 445-462, ago. 2006.
- CABALLERO, R.; KRISHNAMURTHY, A. *Fiscal policy and financial depth*. NBER Working Paper, n. 10532, maio 2004.
- CARNEIRO, D. D.; SALLES, F. M.; WU, T. Y. H. Juros, câmbio e as imperfeições do canal do crédito. *Economia aplicada*, v. 10, n. 1, p.7-23, jan./mar. 2006.
- CESPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.
- CHARI, V.V.; CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Expectation Traps and Discretion. *Journal of Economic Theory*, v. 81, n. 2, p. 462-492, ago. 1998.
- CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v.28, n.3, jul. 1960.

- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In: WOODWORTH, M.; TAYLOR, J. (Ed.). *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science/North Holland, p. 65-148, 1999.
- COGLEY, T.; SARGENT, T. J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics*. v. 8, n. 2, p. 262-302, abr. 2005.
- CYSNE, R. P. *What Happens After the Central Bank of Brazil Increases the Target Interbank Rate by 1%?* Ensaio Econômico da EPGE, n. 584, EPGE-FGV, mar. 2005.
- DEDOLA, L.; LIPPI, F. The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, v. 49, n. 6, p. 1543-1569, ago. 2005.
- DERMILAP, S.; HOOVER, K. D. Searching for the Causal Structure of a Vector Autoregression. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.65, n.1, p. 745-767, dez. 2003.
- EHRMANN, M.; ELLISON, M.; VALLA, N. *Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model*. Discussion Paper, Bank of Finland, 2001.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. *An evaluation of monetary policy transmission in the context of the European Central Bank*. Report to the European Parliament, 1999.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2005.
- FREIXAS, X.; ROCHET, J. *Microeconomics of banking*. Cambridge: MIT Press, 1999.
- FRIEDMAN, M. e SCHWARTZ, A.J. *A Monetary History of the United States - 1867-1960*. Princeton, Princeton University Press, 1963.
- GANLEY, J.; SALMON, C. *The industrial impact of monetary policy shocks: Some stylized facts*. Working Paper, Bank of England, n. 68, set. 1997.
- GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The role of credit market imperfections in monetary transmission mechanism: arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, n. 1, p. 43-64, mar. 1993.
- GIAMBIAGI, F. Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do governo Fernando Henrique Cardoso – 1995/2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Brasília, v. 32, n. 1, p. 1-48, abr. 2002.
- GIAMBIAGI, F. *A política fiscal do governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?* Texto para Discussão, IPEA, n. 1169, 2006.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*. Working Paper, Banco Central do Brasil, n.5, 2007.

- GONZÁLEZ, A. G.; GONZALEZ-GARCIA, J. *Structural changes in the transmission mechanism of monetary policy in Mexico: a non-linear VAR approach*. Working Paper, Dirección General de Investigación Económica Banco de México, n. 6, abr. 2006.
- GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A. O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica. *Anais... XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2002.
- GUILLÉN, D. A. *Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação*. Dissertação de Mestrado. Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. 2008.
- HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*. n. 57, n. 2, p. 357-384, mar. 1989.
- IBRAHIM, M.H. Sectoral effects of monetary policy: evidence from Malaysia. *Asian Economic Journal*, v. 19, n. 1, p. 83-102, mar. 2005.
- KROLZIG, H.-M. *Markov switching vector autoregressions*. Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer, 1997.
- KROLZIG, H.-M. *MSVAR OX Package 1.32a*. 2005. Disponível em:
< <http://www.krolzig.co.uk/index.html?content=/msvar.html> >.
- LIMA, A. M. C.; ISSLER, J. V. A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 4, p. 873-898, out./dez. 2003.
- LIMA, D. A. R.; JORGE NETO, P. M. Política Monetária e Preço dos Ativos: Um Estudo do Mecanismo de Transmissão no Brasil. *Anais... IX Encontro Regional de Economia ANPEC/NE*, 2004.
- LOPES, F. O mecanismo de transmissão da política monetária numa economia em processo de estabilização: notas sobre o Brasil. *Revista de Economia Política*, v.17, n.3, p. 5-11, jul./set. 1997.
- LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. n. 1. p. 19-46, 1976.
- MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: Testando a Hipótese de Expectativas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Brasília, v. 37, n. 1, p. 113-147, abr. 2007.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*. v. 57, n. 3, p. 605-635, jul./set. 2003.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. *Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model*. Working Paper, Banco Central do Brasil, n.181, abr. 2009.

MISHKIN, F. S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. *Banque de France Bulletin Digest*, n. 27, mar. 1996.

OREIRO, J. L. C. *et al.* Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 4, p. 609-634, out./dez. 2006.

PIRES, M. C. C.; ANDRADE, J. P. Um arcabouço para análise da transmissão da política monetária e o canal da dívida pública no Brasil. *Anais... XXXVI Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2008.

ROMER, D.; ROMER, C. *Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz*. In: BLANCHARD, O.J.; FISCHER, S. (eds.) NBER Macroeconomics Annual 1989, v. 4, p. 121-183, MIT Press, 1989.

SILVA, E. K.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in. In: XXIX Encontro Brasileiro de Econometria, 2007, Recife. *Anais... XXIX Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2007.

SILVA FILHO, O. C. da; SILVA, L. da C.; FRASCAROLI, B. F. *Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR*. Fórum do Banco do Nordeste, 2006.

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

_____. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 975-1000, jun. 1992.

SIMS, C.A.; STOCK, J. H.; WATSON, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, jan. 1990.

SIMS C. A.; ZHA, T. Were there regime switches in U.S. monetary policy? *The American Economic Review*. v. 96, n.1, p. 54-81, mar. 2006.

SPIRITES, P.; GLYMOUR, C.; SCHEINES, R. *Causation, Prediction, and Search*. 2 ed. Cambridge: MIT Press, 2000.

SUMMERS, L. H. The Scientific Illusion in Empirical Macroeconomics. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 93, n. 2, p. 129-148, jun. 1991.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 107-126, jan./mar. 2005.

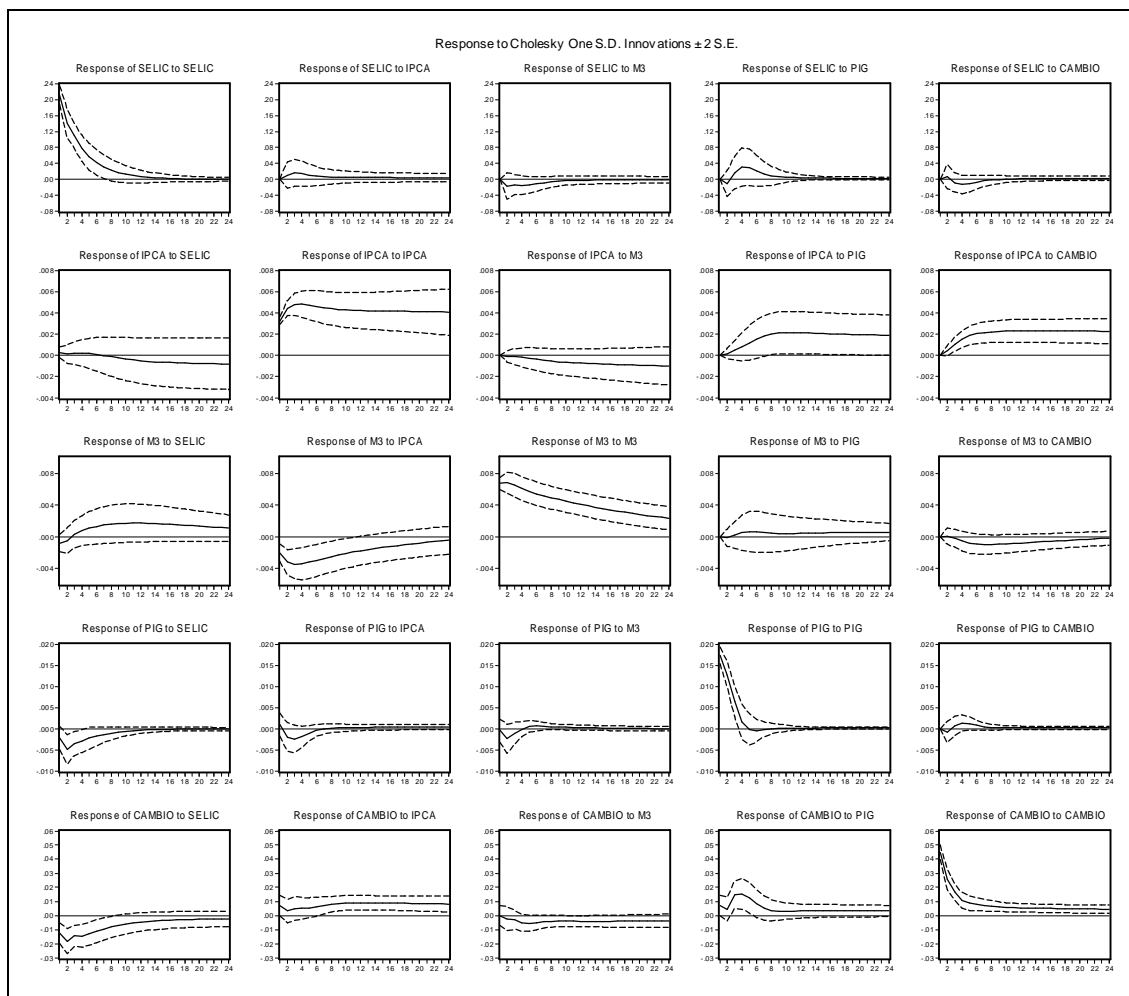
TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 1, p. 171-205, jan./mar. 2008.

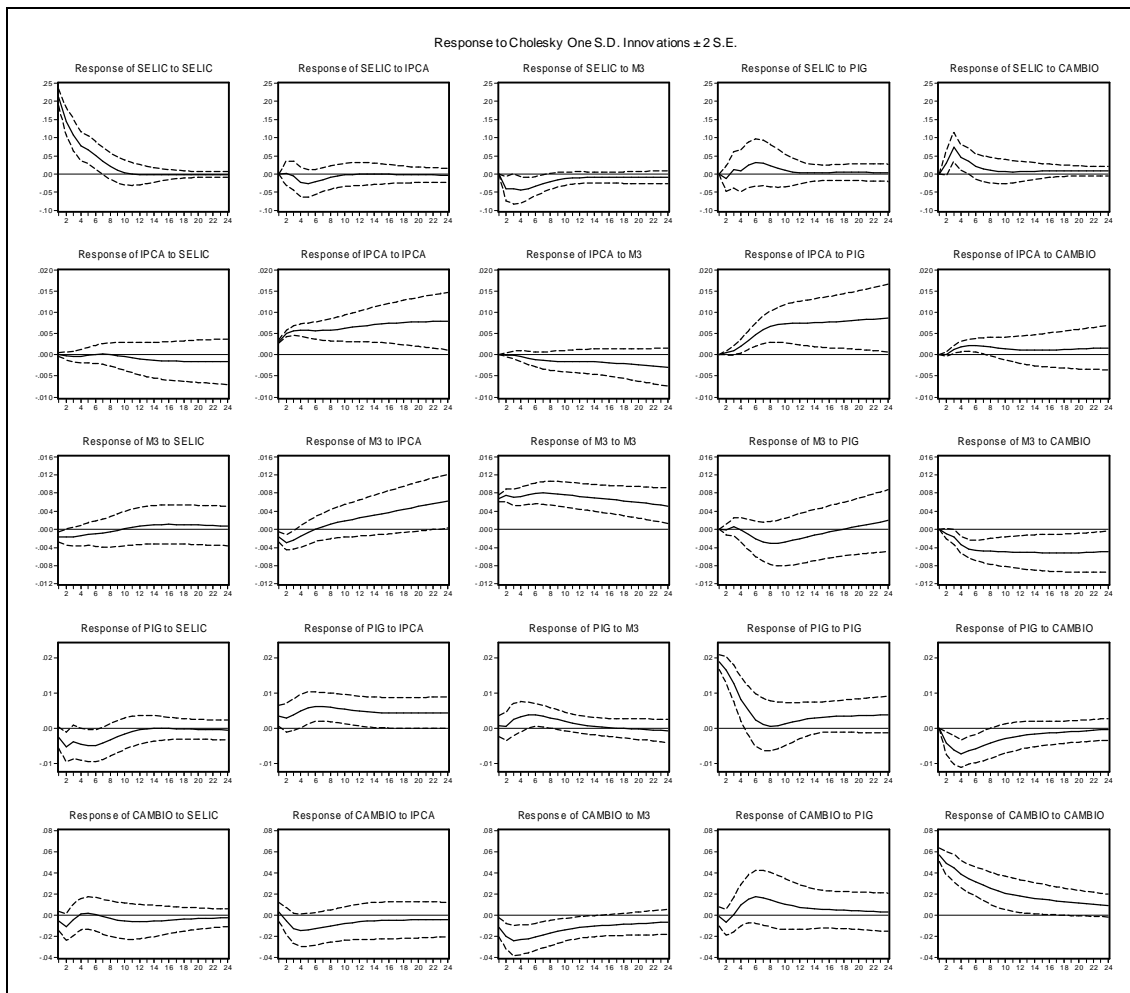
APÊNDICE

APÊNDICE 1: Testes de Robustez – IFRs dos SVARs – 06/1995 a 01/2009

IFRs do SVAR(2) – 06/1995 a 01/2009

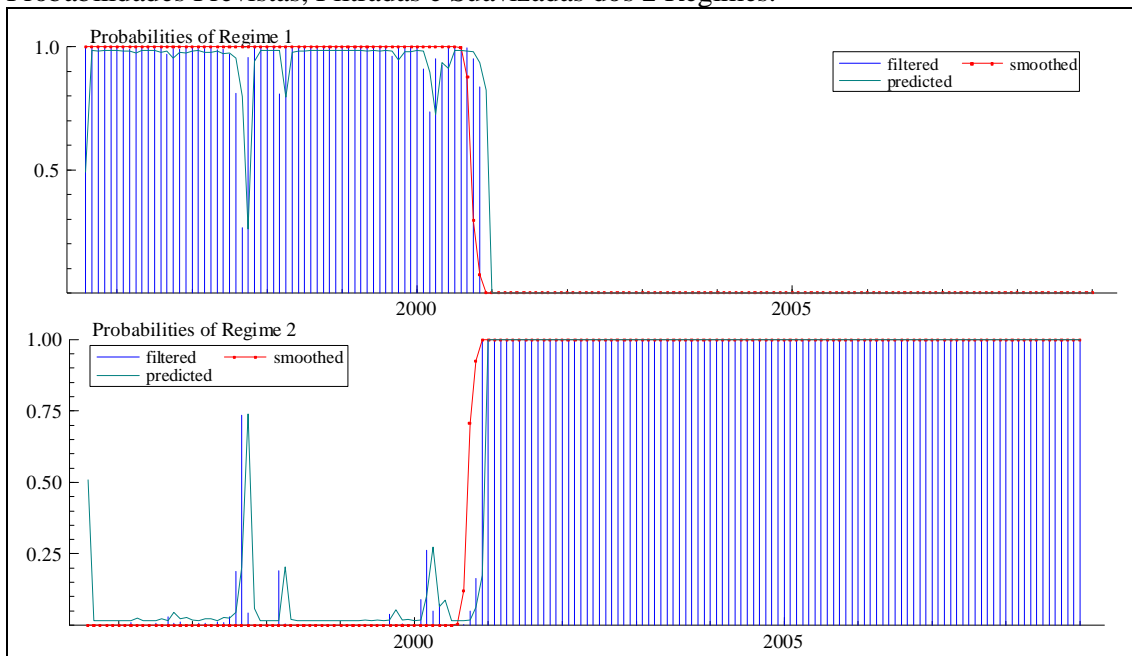


IFRs do SVAR(3) – 06/1995 a 01/2009 – Variáveis Exógenas: REGCAMBIO

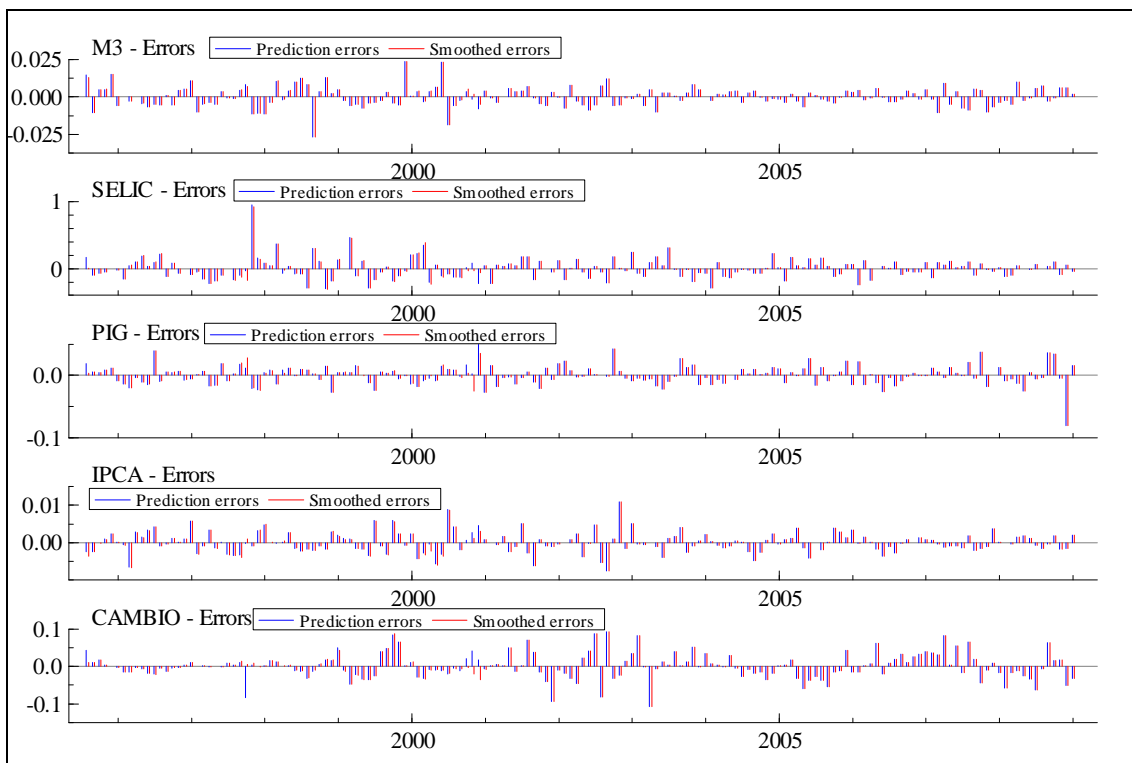


APÊNDICE 2: Tabelas do MSIAH(2)-VAR(3) – 06/1995 a 01/2009 – Endógenas SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Exógenas: EMBI, CPI, RI e REGCAMBIO

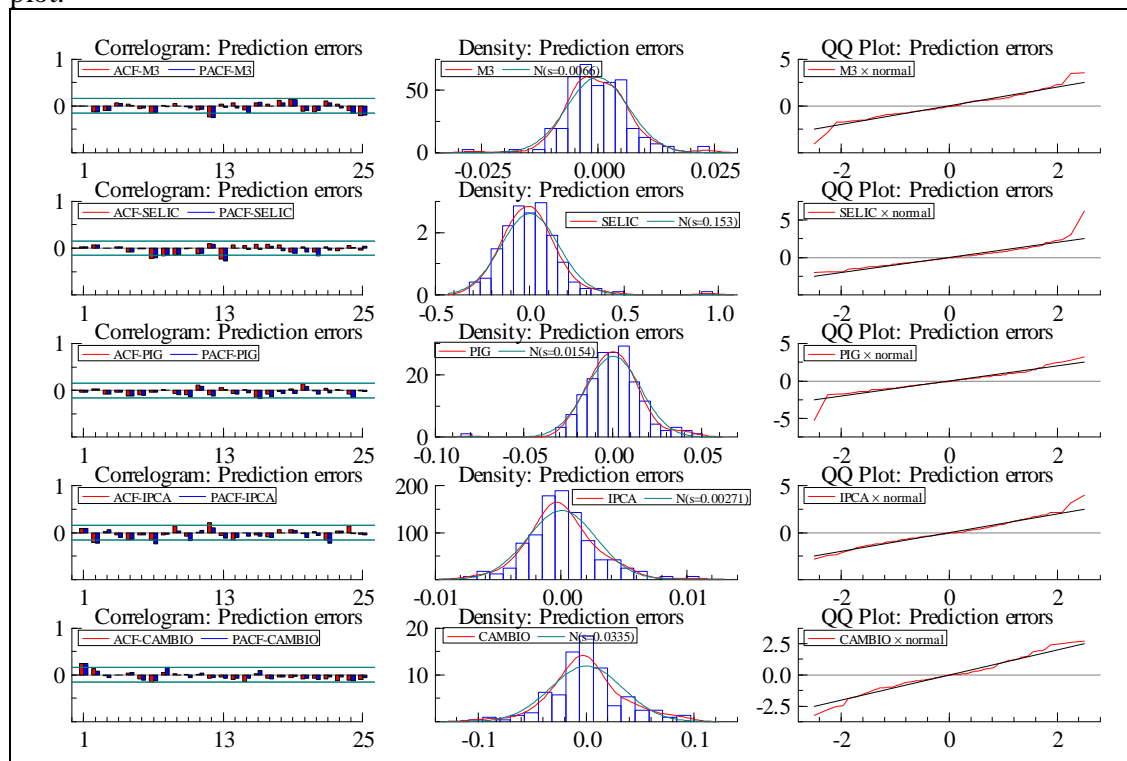
Probabilidades Previstas, Filtradas e Suavizadas dos 2 Regimes.



Resíduos



Autocorrelação e Autocorrelação parcial, Densidade de Distribuição dos Resíduos e o QQ-plot.



Resultados do MSIAH(2)-VAR(2)

Ox version 3.40 (Windows) (C) J.A. Doornik, 1994-2004

This version may be used for academic research and teaching only

MSVAR (c) H-M Krolzig, 1996-2005, package version 1.32a, object created on 27-01-2007

----- Calculate starting values -----

```

It. 0  LogLik = 2182.4497  Pct.Change =100.0000
It. 1  LogLik = 2206.2476  Pct.Change = 1.0904
It. 2  LogLik = 2209.7707  Pct.Change = 0.1597
It. 3  LogLik = 2211.8882  Pct.Change = 0.0958
It. 4  LogLik = 2212.1086  Pct.Change = 0.0100
It. 5  LogLik = 2212.2008  Pct.Change = 0.0042
It. 6  LogLik = 2212.2312  Pct.Change = 0.0014
It. 7  LogLik = 2212.2388  Pct.Change = 0.0003
It. 8  LogLik = 2212.2397  Pct.Change = 0.0000
  
```

----- EM algorithm converged -----

EQ(1) MSIAH(2)-VARX(2) model of (M3,SELIC,PIG,IPCA,CAMBIO)

Estimation sample: 1995 (8) - 2009 (1)

```

no. obs. per eq. :    162  in the system :    810
no. parameters   :    182  linear system :    90
no. restrictions  :     90
  
```

```

no. nuisance p. :      2

log-likelihood : 2212.2397  linear system : 2038.6490

AIC criterion  : -25.0647  linear system : -24.0574
HQ criterion   : -23.6563  linear system : -23.3609
SC criterion   : -21.5959  linear system : -22.3421

LR linearity test: 347.1815  Chi(90)=[0.0000] **  Chi(92)=[0.0000] **
DAVIES=[0.0000] **
Cannot show draw window!

----- matrix of transition probabilities -----

          Regime 1  Regime 2
Regime 1    0.9842   0.01581
Regime 2    1.319e-013   1.000

----- regime properties -----

          nObs  Prob.  Duration
Regime 1    62.2  0.0000   63.25
Regime 2    99.8  1.00007575440920724.13

----- coefficients -----

Regime 1
          M3    SELIC    PIG    IPCA    CAMBIO
Const(Reg.1) 0.054972 50.227438 1.451071 0.789334 -6.287893
M3_1         0.996759 -5.792285 -0.049776 0.015527 0.138515
M3_2        -0.096494  5.869671  0.109690 0.058124 -0.068504
SELIC_1      0.002858  0.371691 -0.017580 -0.001922 -0.001448
SELIC_2      0.003663  0.045494  0.010325 -0.000548 -0.009245
PIG_1        0.018324  1.160421  0.432397 -0.009992 -0.243490
PIG_2        0.061908  6.200972 -0.020781 -0.046178  0.215277
IPCA_1      -0.066220 -5.766900 -0.655957  1.085219  0.967765
IPCA_2       0.190512 -3.091134  0.704623 -0.283681 -0.166254
CAMBIO_1     0.011893  1.242587 -0.061762  0.003628  0.208696
CAMBIO_2     0.003661  0.559909  0.023110 -0.000048 -0.320315
EMBI        -0.004634 -0.082648 -0.021317 -0.006999  0.037313
CPI          0.003284 -1.834562  0.041276  0.002590 -0.162632
RI           0.002672 -1.031512  0.003662 -0.003756  0.018326
REGCAMBIO   0.008963 -0.677099  0.018405  0.003224  0.455000
  SE (Reg.1)  0.008689  0.200845  0.012800  0.003024  0.022766

Regime 2
          M3    SELIC    PIG    IPCA    CAMBIO
Const(Reg.2) 0.494874 -0.176014  2.386182 -0.141495 -4.597544

```

M3_1	0.926192	0.219447	-0.225584	0.035304	1.422652
M3_2	0.013084	-0.487257	0.162002	-0.009760	-1.392796
SELIC_1	-0.000905	0.239326	-0.034665	0.000227	-0.067166
SELIC_2	0.004970	0.400266	-0.006303	0.002526	0.014995
PIG_1	-0.010164	-0.338122	0.723588	0.023057	0.240081
PIG_2	0.022863	-0.256761	-0.293449	0.006497	0.130522
IPCA_1	-0.421398	9.976999	-0.419218	1.294037	-2.102355
IPCA_2	0.453946	-8.987780	0.505153	-0.346580	2.490828
CAMBIO_1	0.004718	-0.190574	-0.015216	0.002143	0.497013
CAMBIO_2	-0.016006	-0.052677	0.025646	0.022015	0.262623
EMBI	-0.007745	0.153704	-0.000549	0.000879	0.149962
CPI	-0.001815	0.048278	0.103669	0.008305	-0.076938
RI	0.007956	-0.115299	0.007575	0.000177	-0.070632
REGCAMBIO	0.027516	-0.190520	0.015948	-0.014858	-0.075136
SE (Reg.2)	0.004789	0.110815	0.016701	0.002509	0.037645

----- contemporaneous correlation -----

Regime 1

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
M3	1.0000	-0.2702	0.1885	-0.2361	0.1170
SELIC	-0.2702	1.0000	-0.2584	-0.0367	-0.1210
PIG	0.1885	-0.2584	1.0000	0.0352	0.0756
IPCA	-0.2361	-0.0367	0.0352	1.0000	0.1754
CAMBIO	0.1170	-0.1210	0.0756	0.1754	1.0000

Regime 2

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
M3	1.0000	-0.0341	-0.1591	-0.2916	0.0876
SELIC	-0.0341	1.0000	-0.0081	0.1779	-0.0956
PIG	-0.1591	-0.0081	1.0000	0.1137	0.0737
IPCA	-0.2916	0.1779	0.1137	1.0000	-0.0591
CAMBIO	0.0876	-0.0956	0.0737	-0.0591	1.0000

----- calculate covariance matrix -----

----- standard errors -----

Regime 0

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.1)	0.5316	0.2430	0.7984	0.1478	1.5016
M3_1	0.1338	2.9588	0.1991	0.0460	0.3548
M3_2	0.1457	3.1426	0.2169	0.0500	0.3845
SELIC_1	0.0049	0.1009	0.0073	0.0017	0.0131
SELIC_2	0.0044	0.1001	0.0067	0.0015	0.0119
PIG_1	0.0865	1.9448	0.1276	0.0318	0.2280
PIG_2	0.0795	1.8469	0.1202	0.0272	0.2122
IPCA_1	0.3409	1.4376	0.5137	0.1203	0.9378
IPCA_2	0.3057	1.8335	0.4534	0.1098	0.8257

CAMBIO_1	0.0239	0.5395	0.0351	0.0084	0.0628
CAMBIO_2	0.0206	0.4336	0.0300	0.0070	0.0537
EMBI	0.0061	0.1029	0.0096	0.0021	0.0176
CPI	0.0213	0.3605	0.0299	0.0084	0.0545
RI	0.0124	0.2393	0.0185	0.0035	0.0328
REGCAMBIO	0.0105	0.2369	0.0157	0.0038	0.0280

Regime 1

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.2)	0.0475	1.6380	0.2533	0.0218	0.5674
M3_1	0.0960	1.9529	0.3533	0.0488	0.7874
M3_2	0.0954	1.8597	0.3377	0.0492	0.7559
SELIC_1	0.0040	0.0893	0.0141	0.0021	0.0316
SELIC_2	0.0040	0.0945	0.0143	0.0020	0.0322
PIG_1	0.0258	0.6141	0.0928	0.0135	0.2089
PIG_2	0.0313	0.7564	0.1195	0.0159	0.2675
IPCA_1	0.1842	0.7214	0.6455	0.0925	1.4451
IPCA_2	0.1748	0.5559	0.6136	0.0880	1.3743
CAMBIO_1	0.0107	0.2463	0.0373	0.0055	0.0839
CAMBIO_2	0.0102	0.2361	0.0372	0.0053	0.0835
EMBI	0.0022	0.0491	0.0076	0.0011	0.0170
CPI	0.0058	0.1276	0.0203	0.0030	0.0455
RI	0.0028	0.0687	0.0109	0.0014	0.0243
REGCAMBIO	0.0476	1.6378	0.2532	0.0219	0.5674

----- t - values -----

Regime 0

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.1)	0.1034	206.7117	1.8176	5.3408	-4.1875
M3_1	7.4501	-1.9577	-0.2500	0.3373	0.3904
M3_2	-0.6621	1.8678	0.5058	1.1628	-0.1782
SELIC_1	0.5784	3.6825	-2.4166	-1.1103	-0.1107
SELIC_2	0.8293	0.4544	1.5298	-0.3652	-0.7745
PIG_1	0.2118	0.5967	3.3879	-0.3139	-1.0678
PIG_2	0.7784	3.3575	-0.1728	-1.6977	1.0143
IPCA_1	-0.1943	-4.0115	-1.2770	9.0211	1.0319
IPCA_2	0.6231	-1.6859	1.5540	-2.5830	-0.2013
CAMBIO_1	0.4980	2.3034	-1.7576	0.4300	3.3216
CAMBIO_2	0.1779	1.2912	0.7710	-0.0068	-5.9658
EMBI	-0.7580	-0.8032	-2.2182	-3.3735	2.1161
CPI	0.1541	-5.0895	1.3785	0.3078	-2.9831
RI	0.2161	-4.3102	0.1977	-1.0882	0.5586
REGCAMBIO	0.8503	-2.8586	1.1693	0.8486	16.2615

Regime 1

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.2)	10.4151	-0.1075	9.4219	-6.4812	-8.1031
M3_1	9.6439	0.1124	-0.6385	0.7227	1.8068

M3_2	0.1372	-0.2620	0.4798	-0.1983	-1.8425
SELIC_1	-0.2262	2.6807	-2.4595	0.1092	-2.1253
SELIC_2	1.2478	4.2334	-0.4410	1.2355	0.4663
PIG_1	-0.3936	-0.5506	7.7982	1.7038	1.1492
PIG_2	0.7314	-0.3394	-2.4556	0.4088	0.4879
IPCA_1	-2.2875	13.8306	-0.6494	13.9961	-1.4548
IPCA_2	2.5973	-16.1681	0.8233	-3.9388	1.8124
CAMBIO_1	0.4420	-0.7737	-0.4078	0.3878	5.9211
CAMBIO_2	-1.5723	-0.2231	0.6889	4.1571	3.1461
EMBI	3.5841	3.1316	-0.0725	0.7759	8.8147
CPI	-0.3106	0.3782	5.1172	2.8026	-1.6892
RI	2.8354	-1.6784	0.6919	0.1288	-2.9108
REGCAMBIO	0.5781	-0.1163	0.0630	-0.6792	-0.1324

Cannot show draw window!

Cannot show draw window!

Cannot show draw window!

Cannot show draw window!

Cannot show draw window!

Cannot show draw window!

----- regime classification -----

Regime 1

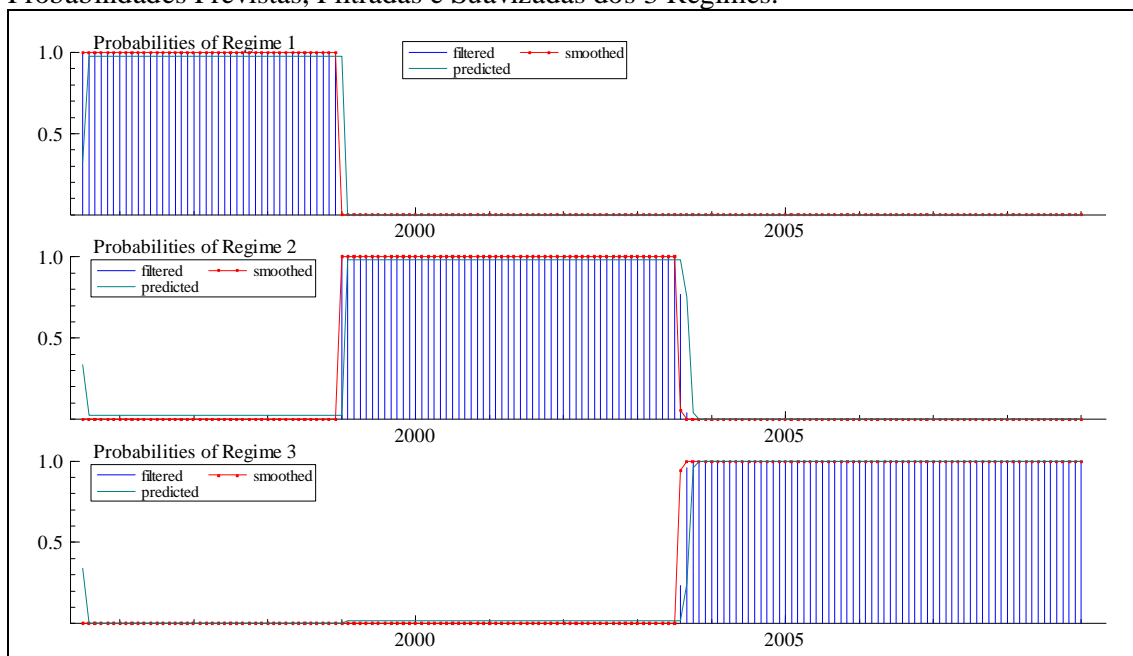
1995:8 - 2000:9 [0.9980]

Regime 2

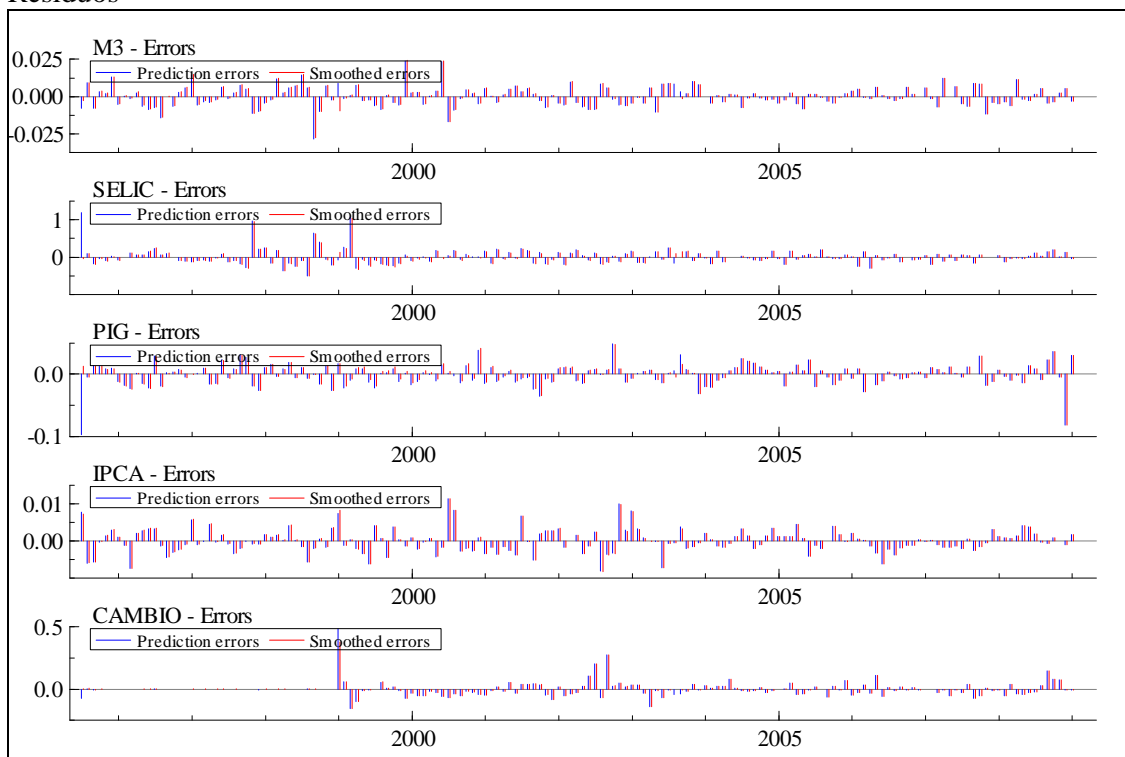
2000:10 - 2009:1 [0.9963]

APÊNDICE 3: Tabelas do MSIAH(3)-VAR(1) – 06/1995 a 01/2009 – Endógenas SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO.

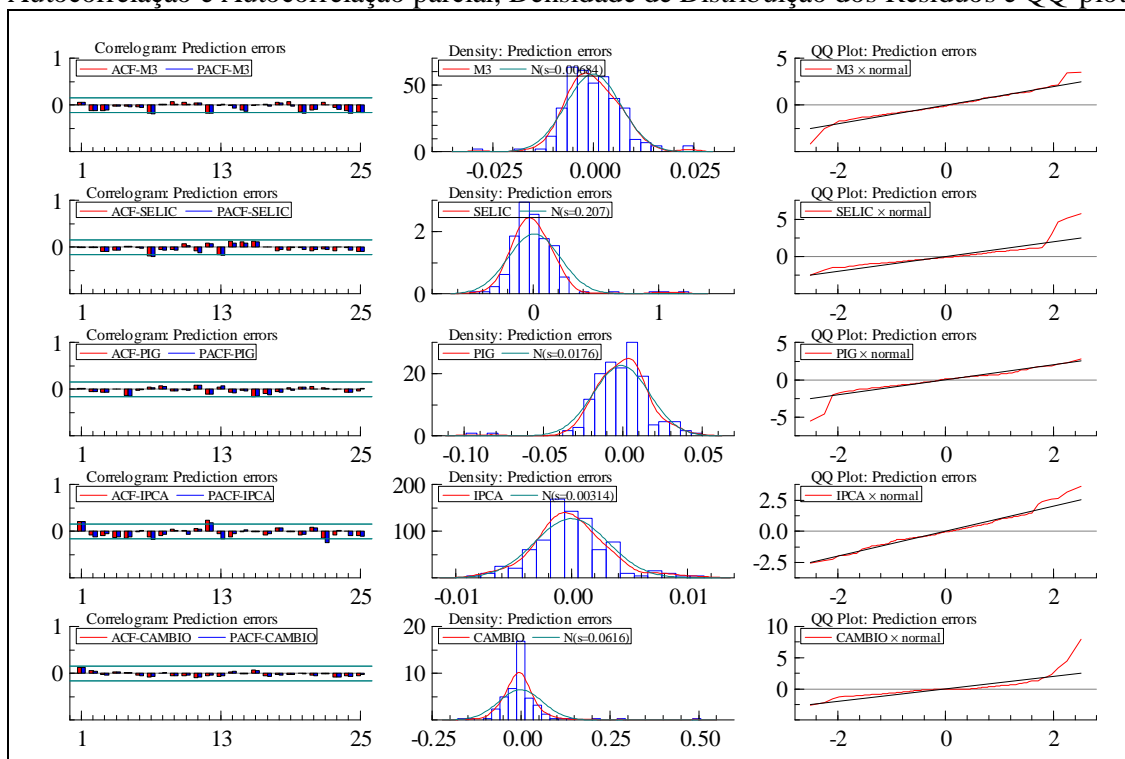
Probabilidades Previstas, Filtradas e Suavizadas dos 3 Regimes.



Resíduos



Autocorrelação e Autocorrelação parcial, Densidade de Distribuição dos Resíduos e QQ-plot.



Resultados do MSIAH(3)-VAR(1)

Ox version 3.40 (Windows) (C) J.A. Doornik, 1994-2004

This version may be used for academic research and teaching only

MSVAR (c) H-M Krolzig, 1996-2005, package version 1.32a, object created on 27-01-2007

----- Calculate starting values -----

It. 0 LogLik = 2085.8680 Pct.Change = 100.0000
 It. 1 LogLik = 2163.8234 Pct.Change = 3.7373
 It. 2 LogLik = 2212.5907 Pct.Change = 2.2538
 It. 3 LogLik = 2221.1333 Pct.Change = 0.3861
 It. 4 LogLik = 2221.3901 Pct.Change = 0.0116
 It. 5 LogLik = 2221.3902 Pct.Change = 0.0000

----- EM algorithm converged -----

EQ(1) MSIAH(3)-VAR(1) model of (M3,SELIC,PIG,IPCA,CAMBIO)

Estimation sample: 1995 (7) - 2009 (1)

no. obs. per eq. : 163 in the system : 815
 no. parameters : 141 linear system : 45
 no. restrictions : 90
 no. nuisance p. : 6

log-likelihood : 2221.3902 linear system : 1900.4707

AIC criterion : -25.5263 linear system : -22.7665
 HQ criterion : -24.4398 linear system : -22.4198
 SC criterion : -22.8501 linear system : -21.9124

LR linearity test: 641.8391 Chi(90)=[0.0000]** Chi(96)=[0.0000]**
 DAVIES=[0.0000]**
 Cannot show draw window!

----- matrix of transition probabilities -----

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0.9767	0.02327	2.542e-180
Regime 2	4.146e-008	0.9818	0.01816
Regime 3	2.888e-012	1.007e-014	1.000

----- regime properties -----

	nObs	Prob.	Duration
Regime 1	42.0	0.0000	42.98
Regime 2	55.1	0.0000	55.06
Regime 3	65.9	1.0000	345024103835.94

----- coefficients -----

Regime 1

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.1)	1.439170	35.451213	0.013348	-0.270478	0.121858
M3_1	0.767073	1.377024	-0.041344	0.046175	0.001133
SELIC_1	0.004677	0.681661	-0.012065	0.001817	0.001402
PIG_1	0.145447	6.056277	0.448700	-0.023115	0.046761
IPCA_1	0.138296	-11.177376	0.423397	0.967715	-0.047863
CAMBIO_1	0.239924	5.351544	-0.222538	-0.108353	1.026936
SE (Reg.1)	0.008349	0.248164	0.015316	0.003109	0.001954

Regime 2

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.2)	0.571289	23.644523	0.002623	0.358095	-4.822389
M3_1	0.944354	-1.296162	0.106665	-0.042480	0.110289
SELIC_1	-0.008628	0.516041	-0.003879	0.001795	0.034272
PIG_1	-0.068255	-1.843071	0.666326	0.106290	0.246439
IPCA_1	0.072871	0.383380	0.008905	0.963369	0.318885
CAMBIO_1	-0.025033	0.559739	-0.003899	0.022099	0.715469
SE (Reg.2)	0.007409	0.202710	0.014080	0.004081	0.086040

Regime 3

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.3)	0.218062	-0.543361	4.017301	0.064122	-0.597095
M3_1	0.996116	-2.541447	-0.156809	0.002025	0.215863
SELIC_1	0.004243	0.366187	-0.048872	-0.002277	0.039538
PIG_1	-0.004939	-0.532675	0.606026	0.004369	0.125549
IPCA_1	-0.015767	5.075833	0.037729	0.986133	-0.396860
CAMBIO_1	-0.014041	-0.022191	-0.202552	0.002816	1.009188
SE (Reg.3)	0.004836	0.106330	0.017242	0.002058	0.040338

----- contemporaneous correlation -----

Regime 1

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
M3	1.0000	-0.5430	0.3616	0.0585	0.1078
SELIC	-0.5430	1.0000	-0.2819	0.0197	-0.0288
PIG	0.3616	-0.2819	1.0000	0.0789	0.0355
IPCA	0.0585	0.0197	0.0789	1.0000	0.0024
CAMBIO	0.1078	-0.0288	0.0355	0.0024	1.0000

Regime 2

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
M3	1.0000	0.0166	0.0390	-0.4889	-0.2891
SELIC	0.0166	1.0000	-0.1496	0.1826	-0.0574
PIG	0.0390	-0.1496	1.0000	0.0687	0.1190
IPCA	-0.4889	0.1826	0.0687	1.0000	0.2082
CAMBIO	-0.2891	-0.0574	0.1190	0.2082	1.0000

Regime 3

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
M3	1.0000	-0.0593	-0.1446	-0.3230	-0.0359
SELIC	-0.0593	1.0000	0.0384	0.0364	0.2643
PIG	-0.1446	0.0384	1.0000	0.0918	-0.0119
IPCA	-0.3230	0.0364	0.0918	1.0000	-0.0762
CAMBIO	-0.0359	0.2643	-0.0119	-0.0762	1.0000

*** Warning: Some transition probabilities are close to the border;
Numerical stability endangered.

----- standard errors -----

Regime 0

	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO
Const(Reg.1)	0.9568	0.2849	2.0111	0.1335	0.0902
M3_1	0.0950	1.8387	0.1892	0.0373	0.0217
SELIC_1	0.0036	0.0892	0.0068	0.0018	0.0011
PIG_1	0.0662	1.9443	0.1218	0.0289	0.0178
IPCA_1	0.1124	3.3289	0.2063	0.0704	0.0422
CAMBIO_1	0.1426	1.1999	0.2968	0.0211	0.0128

Regime 1						
	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO	
Const(Reg.2)	0.2817	0.0972	0.5167	0.1546	3.1877	
M3_1	0.0299	0.5698	0.0539	0.0163	0.3310	
SELIC_1	0.0042	0.0823	0.0079	0.0023	0.0483	
PIG_1	0.0556	1.4997	0.1044	0.0308	0.6380	
IPCA_1	0.0244	0.6554	0.0458	0.0132	0.2800	
CAMBIO_1	0.0084	0.2024	0.0159	0.0046	0.0974	
Regime 2						
	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO	
Const(Reg.3)	0.1624	3.5659	0.5773	0.0698	1.3506	
M3_1	0.0344	0.5296	0.0859	0.0020	0.1994	
SELIC_1	0.0052	0.0945	0.0153	0.0014	0.0355	
PIG_1	0.0229	0.5037	0.0816	0.0099	0.1910	
IPCA_1	0.0700	1.1498	0.1864	0.0110	0.4334	
CAMBIO_1	0.0085	0.1844	0.0299	0.0035	0.0699	
----- t - values -----						
Regime 0						
	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO	
Const(Reg.1)	1.5041	124.4280	0.0066	-2.0264	1.3516	
M3_1	8.0736	0.7489	-0.2185	1.2368	0.0523	
SELIC_1	1.3099	7.6419	-1.7631	0.9977	1.2533	
PIG_1	2.1979	3.1148	3.6847	-0.8010	2.6202	
IPCA_1	1.2299	-3.3577	2.0524	13.7470	-1.1353	
CAMBIO_1	1.6826	4.4602	-0.7499	-5.1339	80.1878	
Regime 1						
	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO	
Const(Reg.2)	2.0278	243.3763	0.0051	2.3168	-1.5128	
M3_1	31.6117	-2.2749	1.9778	-2.6058	0.3332	
SELIC_1	-2.0541	6.2685	-0.4927	0.7775	0.7095	
PIG_1	-1.2275	-1.2290	6.3847	3.4518	0.3862	
IPCA_1	2.9846	0.5850	0.1942	73.1346	1.1387	
CAMBIO_1	-2.9793	2.7660	-0.2452	4.7988	7.3492	
Regime 2						
	M3	SELIC	PIG	IPCA	CAMBIO	
Const(Reg.3)	1.3426	-0.1524	6.9584	0.9181	-0.4421	
M3_1	28.9620	-4.7992	-1.8247	1.0045	1.0823	
SELIC_1	0.8106	3.8731	-3.2024	-1.6076	1.1126	
PIG_1	-0.2158	-1.0574	7.4247	0.4403	0.6575	
IPCA_1	-0.2253	4.4144	0.2024	89.2823	-0.9157	
CAMBIO_1	-1.6427	-0.1203	-6.7798	0.8065	14.4402	
Cannot show draw window!						
Cannot show draw window!						
Cannot show draw window!						
Cannot show draw window!						

Cannot show draw window!
Cannot show draw window!

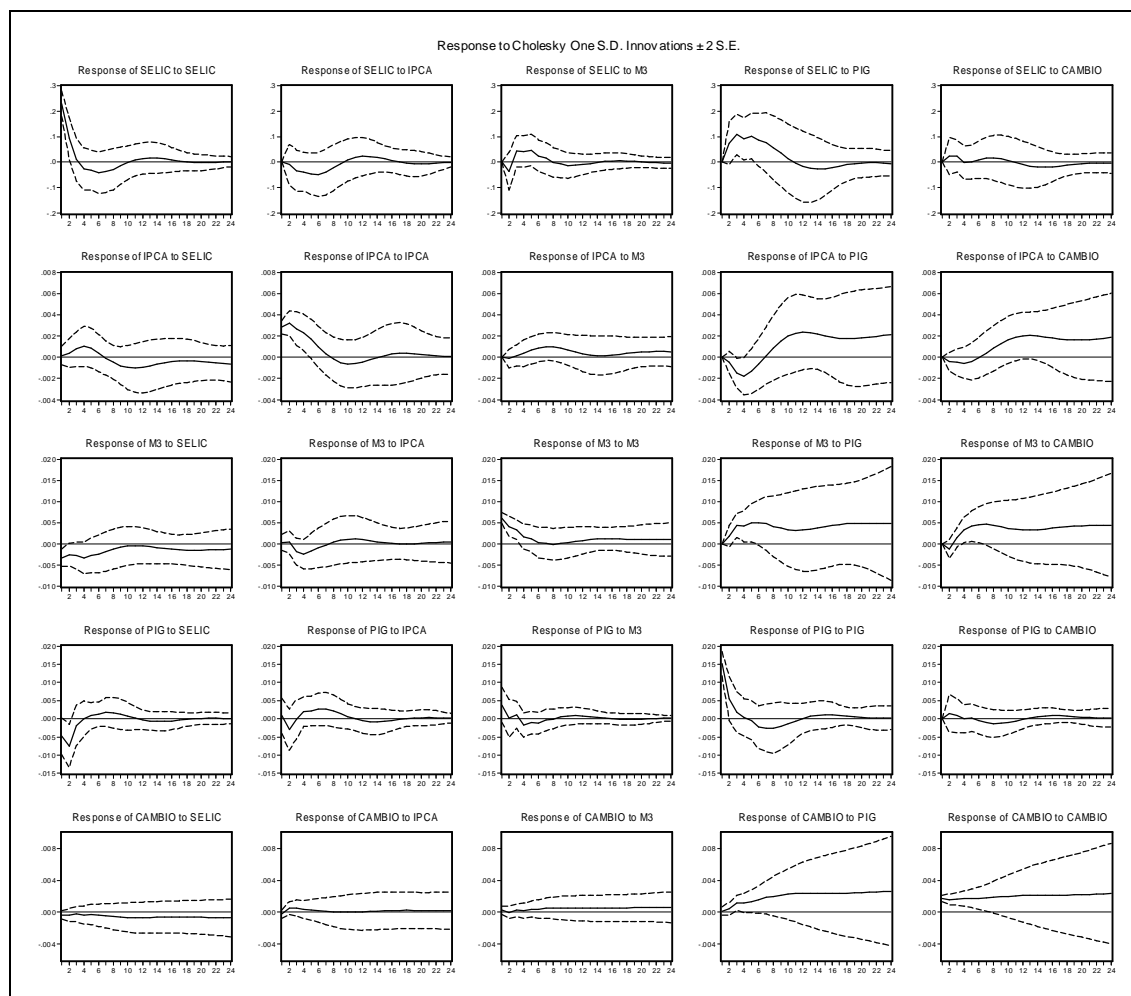
----- regime classification -----

Regime 1
1995:7 - 1998:12 [1.0000]

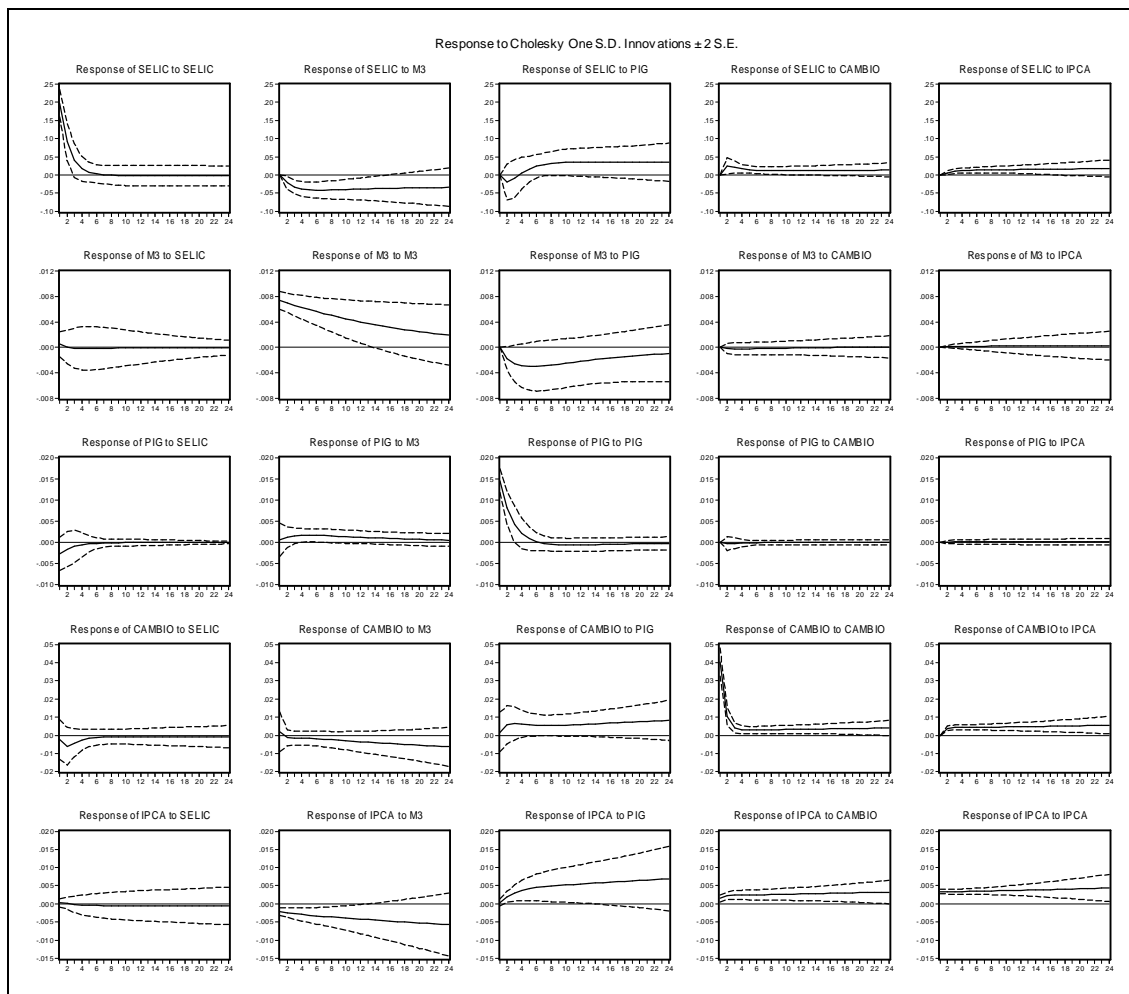
Regime 2
1999:1 - 2003:7 [1.0000]

Regime 3
2003:8 - 2009:1 [0.9991]

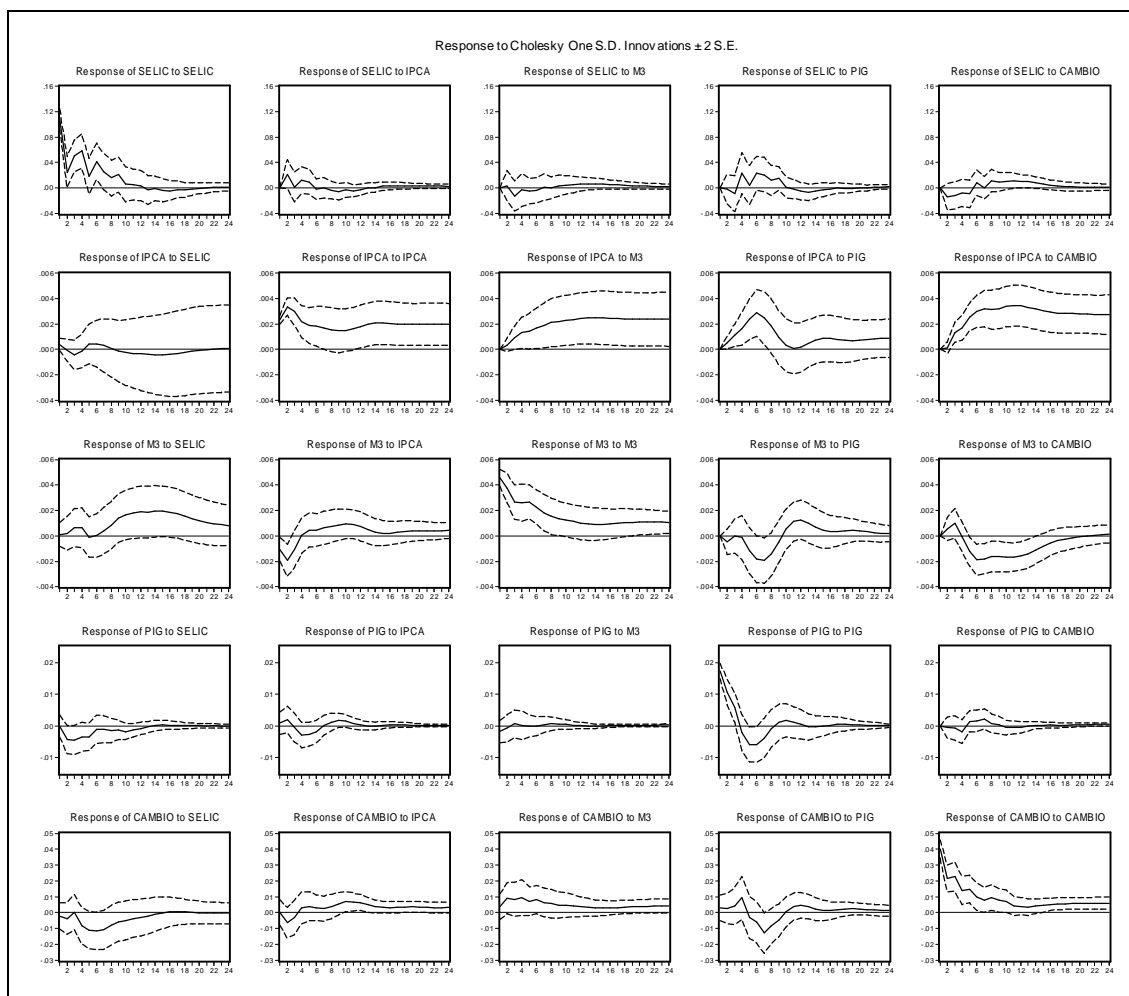
APÊNDICE 4: IRFs do Modelo SVAR(2) – 06/1995 a 12/1998 – Endógenas SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Exógenas: EMBI, CPI e RI.



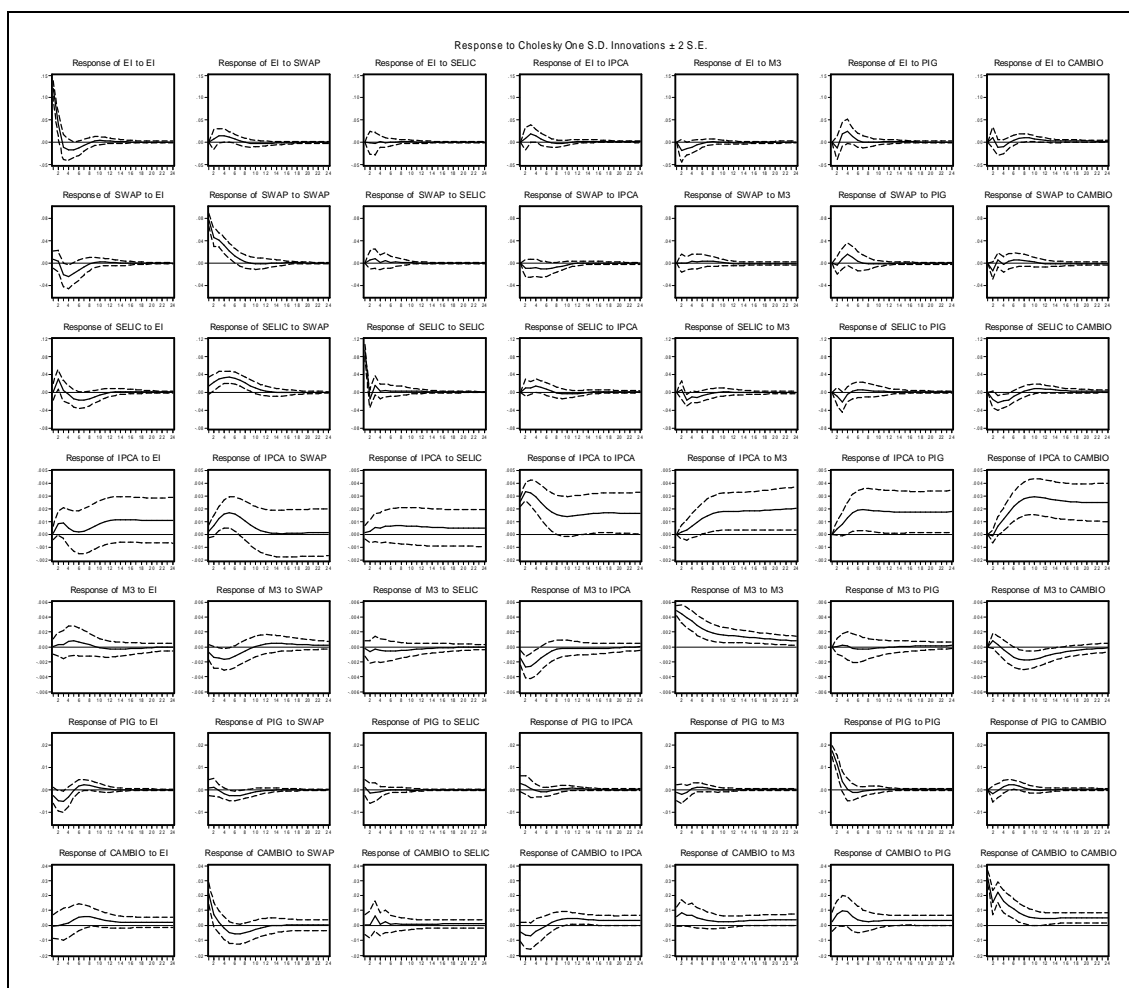
APÊNDICE 5: IRFs do Modelo SVAR(2) – 01/1999 a 07/2003 – Endógenas SELIC, M3, PIG, CAMBIO e IPCA. Exógenas: EMBI, CPI e RI.



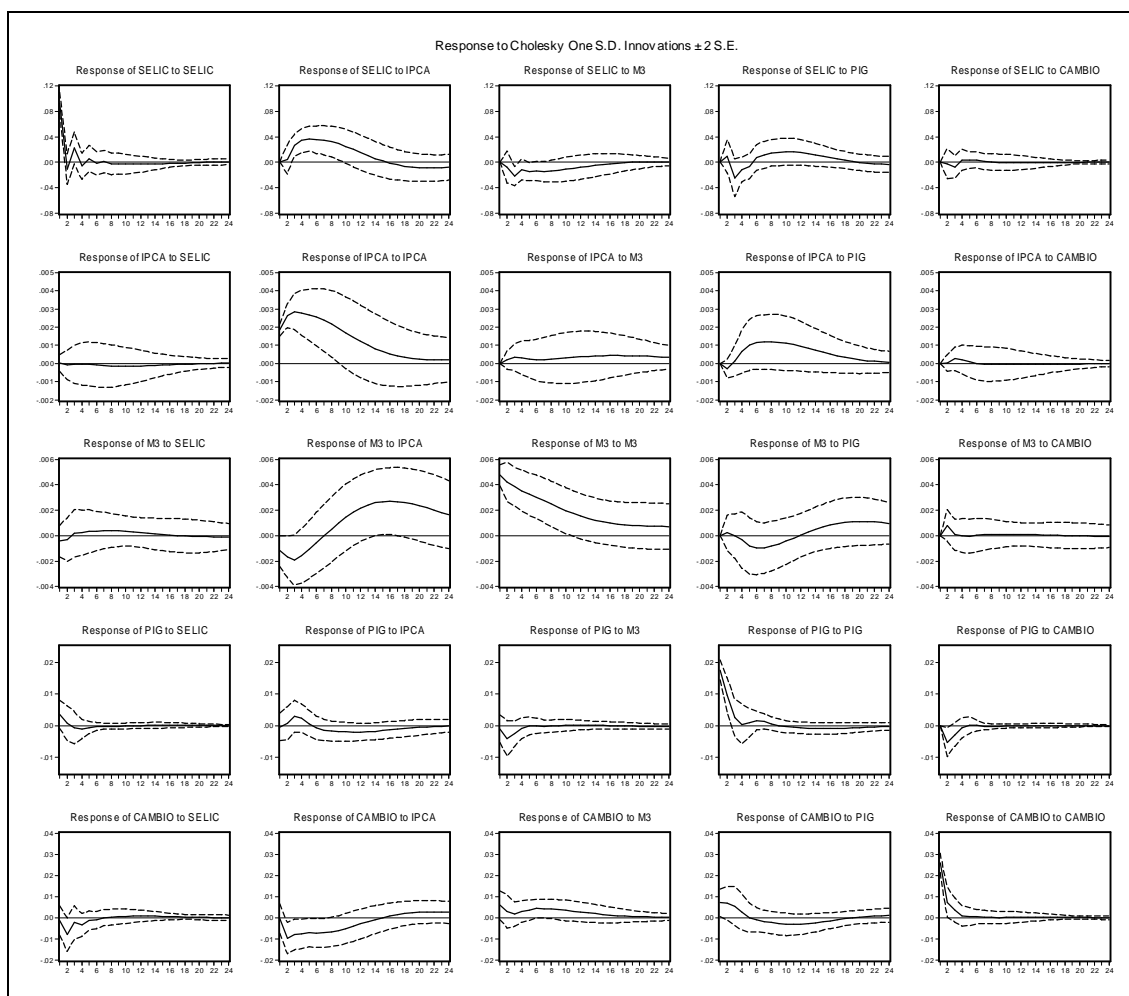
APÊNDICE 6: IRFs do Modelo SVAR(4) – 10/2000 a 01/2009 – Endógenas SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Exógenas: EMBI, CPI e RI.



APÊNDICE 7: IRFs do Modelo SVAR(4) – 10/2000 a 01/2009 – Endógenas EI, SWAP, SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Exógenas: EMBI, CPI e RI.



APÊNDICE 8: IRFs do Modelo SVAR(4) – 08/2003 a 01/2009 – Endógenas SELIC, IPCA, M3, PIG e CAMBIO. Exógenas: EMBI, CPI e RI.



APÊNDICE 9: IRFs do Modelo SVAR(2) – 08/2003 a 01/2009 – Endógenas: EI, SELIC, M3, IPCA, PIG, CAMBIO e SWAP. Exógenas: EMBI, CPI e RI.

