

GIULIANO DE QUEIROZ FERREIRA

**O GRAU DE ABERTURA FINANCEIRA E O MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA
POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 2000 A 2016**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister
Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS- BRASIL
2017

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

F383g
2018
Ferreira, Giuliano de Queiroz, 1977-
O grau de abertura financeira e o mecanismo de transmissão
da política monetária brasileira : no período de 2000 a 2016 /
Giuliano de Queiroz Ferreira. – Viçosa, MG, 2018.
viii, 110f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.71-81.

1. Política monetária. 2. Brasil - Política econômica.
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia.
Programa de Pós-graduação em Economia. II. Título.

CDD 22 ed. 338.981

GIULIANO DE QUEIROZ FERREIRA

**O GRAU DE ABERTURA FINANCEIRA E O MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA
POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 2000 A 2016**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister
Scientiae*.

APROVADA: 18 de janeiro de 2018.

Leonardo Chaves Borges Cardoso

Luciano Ferreira Gabriel

Leonardo Bornacki Mattos
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, pelo dom da vida e por ser presença constante em minhas lutas.

À minha família, em especial D. Áurea, minha querida mãe, por me ensinar a acreditar nos meus sonhos e a nunca esmorecer diante das dificuldades.

Aos amigos do curso de mestrado, pela paciência e companheirismo. Em especial a minha amiga Eliene, pela ajuda nos momentos de necessidade.

Ao meu orientador, Leonardo Bornacki Mattos, sempre disponível, prestativo e trazendo contribuições importantes para este trabalho. Agradeço aos membros da banca pelas sugestões.

Ao Departamento de Economia Rural e ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, pela oportunidade e à Capes pela concessão do apoio financeiro.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS E QUADROS	v
LISTA DE FIGURAS	vi
RESUMO	vii
ABSTRACT	viii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1 Considerações Iniciais	1
1.2 O Problema e sua Importância	2
1.3 Hipótese.....	5
1.4 Objetivos	5
1.4.1. Geral	5
1.4.2. Específicos.....	6
2. REFERENCIAL TEÓRICO	7
3. METODOLOGIA	18
3.1 Estimação dos Modelos Analíticos por meio da Abordagem <i>VEC</i>	19
3.3 Estimação dos Modelos Analíticos por meio da Abordagem <i>ARDL</i>	26
3.4 Estimação da Função de Reação do Banco Central pela Abordagem <i>VAR</i>	28
3.5 Estimação da Função de Reação do Banco Central por meio do <i>Factor Augmented VAR</i>	30
3.6 Definição dos Períodos de Estimação e Fonte de Dados	33
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES	35
4.1 Análise do Mecanismo de Transmissão da Política Monetária pela Abordagem <i>VEC</i> e <i>ARDL</i>	35
4.1.1. Testes de Estacionariedade e o Grau de Ajustamento dos Modelos Estimados	35
4.1.2. A Influência do Grau de Abertura Financeira e os Coeficientes de Longo Prazo	36
4.1.3. Análise dos Choques na Política Monetária e dos Canais de Transmissão	50
4.2. Análise da Função de Reação do Banco Central por meio da Abordagem <i>VAR</i> e <i>Factor Augmented VAR</i>	55

4.2.1. Testes de Estacionariedade, Avaliação dos Fatores Comuns e o Grau de Ajustamento dos Modelos	55
4.2.2. Análise dos Choques de Curto Prazo na Política Monetária por meio da Abordagem VAR... 58	
4.2.3. Análise dos Choques de Curto Prazo na Política Monetária por meio da Abordagem FAVAR	62
4.2.4. Avaliação da Robustez dos Resultados	65
5. CONCLUSÕES	68
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71
APÊNDICES	82

LISTA DE TABELAS E QUADROS

Tabela 1: Equação da Demanda por Moeda	38
Tabela 2: Equação da Curva IS de Longo Prazo.....	44
Tabela 3: Função de Reação do Banco Central	47
Tabela 4: Equação da Paridade Coberta dos Juros.....	49
Quadro 1: Dimensões Latentes	57

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Elasticidade da Demanda por M3 (Média Semestral do DCJ).....	42
Figura 2: Decomposição do DCJ (em % a.m).....	43

RESUMO

FERREIRA, Giuliano de Queiroz, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, janeiro de 2018. **O Grau de Abertura Financeira e o Mecanismo de Transmissão da Política Monetária Brasileira no Período de 2000 a 2016.** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

A intensificação dos processos de globalização financeira e liberalização dos mercados de capitais trouxeram novos desafios para os bancos centrais do mundo. Atualmente, existe uma percepção de convergência das economias no que tange a elevação da integração econômica e financeira por meio do aumento do comércio internacional, da redução dos controles de capital e do desenvolvimento do mercado financeiro. Em especial, desde o início dos anos de 1990 o Brasil presencia regularmente um processo de abertura econômica e financeira, o que proporciona uma elevação do fluxo de comércio internacional e de movimento de capitais. Nesse cenário, o grau de abertura econômica e financeira assume um papel importante na determinação da eficácia da política monetária. Outro aspecto relevante para a política monetária refere-se às transformações trazidas pelos grandes eventos econômicos à efetividade do seu mecanismo de transmissão. A história econômica sugere que os instrumentos e os canais de política monetária sofrem alterações substanciais após a ocorrência de grandes eventos, como crises financeiras, depressões e guerras. Nesse sentido, o período da eleição presidencial de 2002 e a crise financeira global, iniciada em 2008, reabriu a necessidade de explorar o impacto desses eventos sobre o mecanismo de transmissão da política monetária brasileira. Dessa forma, este trabalho teve por objetivo analisar o padrão da relação existente entre o grau de abertura financeira e o mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira após a implantação do regime de metas de inflação com câmbio flutuante. Especificamente, buscou-se mensurar e caracterizar o grau de abertura financeira da economia brasileira, e investigar a sua influência sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Adicionalmente, averiguou-se o impacto das grandes transformações ocorridas na economia brasileira durante o período eleitoral de 2002 e após a eclosão da crise financeira global de 2008. Os resultados indicaram a existência de uma relação positiva entre o grau de abertura financeira e a demanda por moeda na economia brasileira. Nesse sentido, uma elevação do grau de abertura financeira elevaria a demanda por moeda doméstica influenciando a taxa de juros e, por conseguinte, o mecanismo de transmissão da política monetária. Em relação ao impacto das grandes transformações experimentadas pela economia brasileira, constatou-se que o mecanismo de transmissão monetária comportou-se de forma distinta durante o período avaliado por este estudo.

ABSTRACT

FERREIRA, Giuliano de Queiroz, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, January, 2018. **The Degree of Financial Openness and the Brazilian Monetary Policy Transmission Mechanism during the Period from 2000 to 2016.** Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos.

The intensification of the financial globalization process and liberalization of the capital markets brought new challenges to the central banks around the world. Currently, there is a perception of the existence of a convergence among the economies towards economic and financial integration through the increase of international trade, reduction in capital controls and the financial market development. Especially since the beginning of 1990's, Brazil has regularly witnessed an increase in its international trade flow and capital movements. In this scenario, the degree of economic and financial openness assumes an important role in the determination of the efficacy of monetary policy. Another relevant aspect for monetary policy is related to the changes brought by remarkable economic events to the effectiveness of its transmission mechanism. The economic history suggests that instruments and monetary policy channels suffer substantial changes after the occurrence of remarkable events, such as financial crises, depressions and wars. Therefore, the period of the presidential election of 2002 and the global financial crises that began in 2008 re-opened the need to explore the impact of these events over the Brazilian monetary policy transmission mechanism. This research had as objective to analyze the pattern of the relation between the degree of financial openness and the monetary policy transmission mechanism in the Brazilian economy after the implementation of the inflation target regime with floating exchange rate. Specifically, it was tried to measure and characterize the degree of the financial openness of the Brazilian economy, and to investigate its influence over the monetary policy transmission mechanism. Additionally, it was studied the impact of the most important changes occurred in the Brazilian economy over the period of presidential election of 2002 and after the beginning of the financial crises of 2008. The results brought evidence of the existence of a positive relation between the degree of financial openness and the money demand in the Brazilian economy. Therefore, an increase of the degree of the financial openness would raise the domestic money demand affecting the interest rate and, as a consequence the monetary policy transmission mechanism. Regarding the impact of the remarkable changes experienced by the Brazilian economy, it was found that the monetary policy transmission mechanism behaved differently during the period of the study.

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Iniciais

O mecanismo de transmissão da política monetária pode ser definido como o processo pelo qual as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. Taylor (1995) reforça a importância assumida pelos preços do mercado financeiro (taxas de juros de curto e de longo prazos, taxa de câmbio, dentre outros) em contraposição as quantidades monetárias (oferta de moeda, de crédito bancário, de títulos da dívida pública, etc.). Dessa maneira, o controle monetário depende da existência de uma conexão direta entre os níveis de estoque de moeda e os preços, além da eficácia dos canais de transmissão.

O principal instrumento de política monetária utilizado na maior parte das economias é a taxa de juros. A autoridade monetária define sua meta principal de longo prazo e busca alcançá-la por meio do estabelecimento de objetivos de curto e médio prazos. Nesse cenário, um número crescente de países em desenvolvimento implementou, durante as décadas de 1990 e 2000, metas formais de inflação, normalmente associados à adoção de regimes de câmbio flutuante (BAXA et al., 2014).

A execução da política monetária no Brasil durante o período pós-Plano Real compreende duas fases. Na primeira, de 1995 a 1999, os principais instrumentos de política monetária foram as reservas internacionais e a taxa básica de juros de curto prazo do Banco Central, em um ambiente de câmbio fixo. A partir de 1999, até os dias atuais, o regime de câmbio passou a ser flutuante¹ e a taxa básica de juros, a *SELIC*, ocupou o espaço de principal instrumento empregado pela autoridade monetária na adoção oficial da sua política de metas de inflação. Esse regime é caracterizado por: 1) uma meta quantitativa explícita de inflação, em um intervalo ou em um ponto específico, 2) um procedimento operacional descrito como “*inflation forecast targeting*”, pelo qual se utiliza a inflação prevista como uma meta intermediária, e 3) um alto nível de transparência e responsabilidade da autoridade monetária, (SVENSSON, 1998).

O procedimento operacional pode ser descrito como *inflation forecast targeting* no seguinte sentido: a previsão condicional da inflação realizada pelo Banco Central (condicional as informações correntemente disponíveis, a uma trajetória específica do instrumento, ao modelo estrutural adotado e aos ajustes baseado em informações não incluídas neste e consideradas relevantes pela autoridade monetária) é utilizada como um alvo intermediário. Uma trajetória do

¹ Desde a adoção do câmbio flutuante testemunha-se momentos de intervenção do Banco Central no mercado de câmbio (CARNEIRO; WU, 2004).

instrumento é selecionada, o que resulta em uma previsão condicional da inflação em linha com o alvo (explícito ou implícito) para a inflação. Essa trajetória do instrumento constitui a base para a definição do seu valor quantitativo corrente. O procedimento descrito resulta em uma função de reação endógena, que expressa o instrumento (a taxa de juros de curto prazo), como uma função do conjunto de informações relevante (SVENSSON, 2000).

Entre os anos de 2000 e 2016 a economia brasileira foi marcada por três períodos com comportamento marcadamente distintos: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a dezembro de 2016². As Figuras 1.1 a 1.9 do APÊNDICE A revelam as alterações ocorridas na economia nesse intervalo. De janeiro/2000 a junho/2003 identifica-se uma elevação do Diferencial Coberto dos Juros³, do Embi +, da inflação, da taxa *SELIC* e do Dólar à vista. Posteriormente, testemunha-se um período de forte apreciação cambial, acompanhado pela redução do risco país, da inflação, da *SELIC* e por um movimento ascendente do Ibovespa. Por último, a partir do segundo semestre de 2008, constata-se o impacto da crise dos *subprime* e a oscilação da economia brasileira até dezembro de 2016.

1.2 O Problema e sua Importância

Atualmente, existe uma percepção de convergência das economias no que tange a elevação da integração econômica e financeira por meio do aumento do comércio internacional, da redução dos controles de capital e do desenvolvimento do mercado financeiro. Esse movimento também abrange as economias de mercados emergentes, conforme salienta Edwards (2000). Chatterjee (2016) aponta para o papel da globalização sobre os fluxos de comércio internacional e os mercados de capitais⁴. O autor reforça que a elevação cumulativa no volume de comércio global entre 1960 e 2016 é aproximadamente três vezes maior do que o identificado para o PIB mundial. De forma semelhante, o volume de fluxo financeiro internacional durante as últimas duas décadas elevou-se de 5% para aproximadamente 20% do PIB dos países industrializados. Com relação à economia doméstica, observa-se que desde o início dos anos de 1990 o Brasil presencia regularmente um processo de abertura econômica e financeira, o que proporciona uma elevação do fluxo de comércio e de capitais (FREITAS; PRATES, 2001).

² A identificação dos três períodos distintos baseou-se no comportamento do PIB Real, da inflação, da taxa *SELIC*, do risco país, do índice Ibovespa e da cotação do Dólar *spot*, durante o período compreendido por esse estudo (a fonte dos dados será apresentada na seção 3.4 desse trabalho).

³ Posteriormente será detalhada a fórmula de cálculo do Diferencial Coberto dos Juros, que busca captar o grau de abertura financeira da economia brasileira.

⁴ Adicionalmente, Bernanke (2005, 2007) discute o papel do grau da integração financeira / abertura financeira sobre a formação da taxa de juros de longo prazo das economias. Em Pradhan et al. (2011) e Moreno (2008) são apresentadas evidências empíricas demonstrando a importância dos fatores globais (dimensões latentes que representam um conjunto de variáveis econômicas) sobre as taxas de juros de longo prazo domésticas.

O debate com relação aos efeitos do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária intensificou-se após a eclosão da crise dos *subprime*, nos EUA (SHIN, 2012; REY, 2013; UNSAL, 2014; ADLER et al., 2016; BRUNO E SHIN, 2015). Os fluxos de capitais para as economias emergentes são capazes de financiar o investimento e fomentar o crescimento econômico. No entanto, esses influxos podem induzir a uma expansão monetária e de crédito excessiva, elevar o risco associado à exposição cambial dos agentes e distorcer o preço dos ativos. Ademais, as perspectivas de manutenção de uma política monetária expansionista nos países desenvolvidos após a crise dos *subprime*, tendem a apresentar um efeito *spillover* ainda mais representativo sobre os países emergentes (REINHART ET AL., 2011).

Mckenzie (1992) e Ebeke e Kyoke (2015) reforçam a importante participação do capital estrangeiro na eficácia da política monetária. Rogoff (2006), Taylor (2008), Corsetti e Pesenti (2005) e Neely e Rapach (2011) sugerem estratégias de condução da política monetária para países com um elevado grau de integração financeira e comercial. Por outro lado, Mishkin (2009) enfatiza que apesar do crescente grau de abertura financeira das economias reduzir o escopo de atuação dos Bancos Centrais, o controle das taxas de juros de curto prazo ainda se mantém na esfera de influência das autoridades monetárias.

Ademais, Obstfeld et al. (2008) salientam que uma proporção considerável da acumulação de reservas durante a década de 2000, realizada por países emergentes (Brasil, Indonésia, México, China, etc.) e desenvolvidos (Japão), esteve associada a uma tentativa das autoridades monetárias de se resguardarem contra as instabilidades financeiras, afetando a demanda por moeda e a política monetária adotada. Dessa maneira, torna-se essencial identificar a influência do grau de abertura da economia sobre o mecanismo de transmissão da política monetária como forma de avaliar a eficácia dos instrumentos e canais utilizados.

A presença de uma mobilidade de capital perfeita pode ser investigada por meio da metodologia de poupança-investimento de Feldstein e Horioka (1980), da paridade de juros real (PJR), da paridade descoberta dos juros (PDJ) e da paridade coberta dos juros (PCJ). Frankel (1992) aponta que a PCJ se destaca como a mais completa medida do grau de integração financeira dos mercados por estar associada à convergência entre os retornos de ativos internos e externos e, assim, mais diretamente relacionada com a mobilidade de capitais. Dessa forma, a incorporação de uma variável que seja capaz de captar o grau de abertura financeira dentro da estratégia metodológica de estimação do modelo é uma maneira de identificar a influência do grau de abertura financeira no mecanismo de transmissão da política monetária.

O Diferencial Coberto dos Juros (DCJ) será a variável utilizada nesse trabalho com o objetivo de medir o grau de abertura financeira da economia brasileira. O DCJ será calculado por

meio da diferença entre a taxa *SELIC* e a taxa de juros internacional de curto prazo de referência (*TBILL*), descontado o diferencial entre a cotação do Dólar americano futuro e o *spot* (*exchange rate forward premium*).

Outro aspecto relevante para a política monetária refere-se às transformações trazidas pelos grandes eventos econômicos à efetividade do seu mecanismo de transmissão. Em tempos normais, as alterações na taxa de juros de curto prazo se traduzem em mudanças nas taxas de juros de mercado e do interbancário. A história econômica sugere que os instrumentos e os canais de política monetária sofrem alterações substanciais após a ocorrência de grandes eventos, como crises financeiras, depressões e guerras. As alterações trazidas pelos grandes eventos conduzem a utilização de medidas não convencionais (compra de títulos privados, empréstimos para aos bancos em dificuldades de liquidez, etc.), objetivando normalizar o funcionamento dos instrumentos e dos canais de política monetária (CUKIERMAN, 2013).

Nesse contexto, ressalta-se a ineficácia da política de redução da taxa de juros *FFR* (*Federal Funds Rate*) adotada pelo *FED* (*Federal Reserve*, Banco Central dos EUA) após a eclosão da crise financeira em 2007 nos EUA. A resposta do *FED* foi a implantação de uma política monetária não convencional, os *quantitative easing programs*. Estes foram programas de compra de ativos realizada pelo *FED* em larga escala, junto aos bancos, com o objetivo de elevação da base monetária. A crise financeira global atingiu com maior severidade as demais economias mundiais a partir do segundo semestre de 2008, (FEENSTRA; TAYLOR, 2012).

A segregação das estimações em períodos marcados por grandes alterações econômicas é recorrente na literatura, conforme caracterizado em Juselius e Toro (2005), Juselius (2001), Betancour et al. (2008), Sidaoui e Francias (2008) e apresentado APÊNDICE C. Esses autores constataram a ocorrência de alterações fundamentais na dinâmica do mecanismo de transmissão da política monetária entre os períodos analisados. Ademais, os preços dos ativos (ações, imóveis, etc.), o crescimento do volume de empréstimos e o câmbio real são enfatizados na literatura teórica como candidatos relevantes na determinação da demanda agregada. Smets (1997), Goodhart e Hoffman (2003, 2005), Bjornland e Jacobson (2010) analisam empiricamente a importância desses canais na determinação da demanda agregada, caracterizando a sua inclusão na curva IS. Por outro lado, Svensson (2000), Ball (1999) e Taylor (2001) incorporam a taxa de câmbio como variável explicativa em seus modelos de determinação da regra de política monetária adotada em economias abertas financeiramente.

Os estudos que têm como enfoque a economia brasileira não analisam diretamente a influência do grau de abertura financeira no mecanismo de transmissão da política monetária. As pesquisas de Carneiro e Wu (2004) e Modenesi (2008) avaliam o papel das reservas internacionais

e o impacto da política monetária sobre a inflação dos bens administrados e dos bens livres. Catão e Pagan (2009) focam sua análise no canal do crédito para o Brasil e o Chile. Fernandes e Toro (2005) e Céspedes et al. (2008) investigam o papel da taxa de juros e do câmbio na política monetária. Bezerra et al. (2014) e Tomazzia e Meurer (2009) avaliam a resposta do PIB e dos setores industriais desagregados, respectivamente, aos choques de política monetária. Por outro lado, Pires e Andrade (2009) e Araújo et al. (2015) avaliam o efeito da dívida pública sobre o mecanismo de transmissão monetária. Em Ferreira (2015) é investigado o comportamento da política monetária durante os períodos de estresse financeiro.

A importância deste estudo traduz-se nas diferenças que apresenta em comparação à literatura empírica que aborda o tema para a economia brasileira. Esse trabalho se diferencia dos demais, que centram as respectivas análises para a economia brasileira, em três pontos: i) a introdução de uma variável capaz de captar a influência do grau de abertura financeira da economia sobre o mecanismo de transmissão da política monetária; ii) a inclusão de uma variável com o objetivo de identificar o comportamento do canal do preço dos ativos; iii) a adoção da estratégia de estimação em três períodos distintos que contribui para o entendimento mais profundo do comportamento do mecanismo de transmissão da política monetária pós-implantação do regime de metas de inflação com câmbio flutuante.

1.3 Hipótese

O aumento do grau de abertura financeira eleva a demanda por moeda e afeta o mecanismo de transmissão da política monetária nos três momentos econômicos distintos testemunhados pela economia brasileira pós-implantação do regime de metas de inflação com câmbio flutuante.

1.4 Objetivos

1.4.1. Geral

Analisar qual o padrão da relação existente entre o grau de abertura financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária na economia brasileira no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

1.4.2. Específicos

- II. Caracterizar o grau de abertura financeira da economia brasileira durante o período de metas de inflação.
- III. Investigar se o mecanismo de transmissão da política monetária foi afetado pelo grau de abertura financeira da economia, por meio de alterações na demanda por moeda⁵.
- IV. Verificar se o mecanismo de transmissão da política monetária foi afetado pelo comportamento distinto da economia brasileira durante o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2016.

⁵ Esse objetivo será investigado por meio da identificação do efeito do grau de abertura financeira da economia sobre a demanda por moeda. Como os ativos monetários possuem um papel central na determinação da taxa de juros de curto prazo, que por sua vez se relaciona diretamente com os canais de política monetária, o seu mecanismo de transmissão repercute as alterações ocorridas na demanda por moeda originadas das variações do grau de abertura financeira.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O mecanismo de transmissão da política monetária tradicional ocorre através de um conjunto de canais. Dentre os vários canais por meio dos quais a política monetária afeta a demanda agregada e a inflação, destacam-se: a taxa de juros de curto e longo prazos, o canal do crédito, do preço dos ativos, das expectativas e da taxa de câmbio (MISHKIN, 1995).

O canal das taxas de juros se baseia no pressuposto da existência de rigidez nominal dos preços dos bens no curto prazo e de que o seu ajuste a choques monetários ocorra com defasagem. Essencialmente, a taxa de juros de longo prazo se ajusta a movimentos da taxa de curto prazo por meio da conexão existente entre ambas (a estrutura a termo da taxa de juros⁶). Dessa forma, as alterações na taxa de juros refletem-se no nível de investimento (ajustes do custo de capital) e de consumo (efeito substituição e riqueza), mediante alterações nas taxas de juros que remuneram os depósitos à vista e os títulos da dívida pública. Em uma economia aberta, as alterações nas taxas de juros domésticas ocasionam reflexos nos movimentos internacionais de capital, refletindo-se na demanda por títulos e moeda doméstica, e conseqüentemente na taxa de juros de equilíbrio interna e, portanto, no mecanismo de transmissão associado a esse canal de política monetária (DORNBUSCH, 1986)⁷.

O canal do crédito é a via pela qual ocorre a alteração da disponibilidade de crédito privado na economia. Primeiro, a autoridade monetária afeta a oferta de crédito ao alterar as exigências de depósito compulsório. Segundo, a política monetária adotada pelo Banco Central afeta o balanço das empresas e, conseqüentemente, o valor de seus ativos passíveis de serem utilizados como garantia em empréstimos junto aos bancos. Em suma, um aumento da taxa de juros reduz o valor presente do fluxo de caixa futuro das empresas, ajustando o valor de seus ativos e sua capacidade de endividamento, afetando negativamente os investimentos. Em economias com um elevado grau de abertura financeira e a presença relevante de empresas multinacionais os choques negativos de liquidez domésticos podem ser suavizados, visto que essas corporações possuem a

⁶ Veja Rudebusch (1995) para uma discussão sobre a relação entre a taxa de juros, as expectativas racionais e a estrutura a termo para a economia dos Estados Unidos. Goodfriend (1998) apresenta uma revisão empírica das principais visões teóricas que fundamentam a estrutura a termo da taxa de juros, sua relação com a inflação e a possível contribuição para o mecanismo de transmissão da política monetária.

⁷ Kamin (2010) aponta para a crescente vulnerabilidade dos mercados financeiros domésticos como resultado da elevação do grau de integração financeira das economias. O autor salienta a dificuldade adicional que o fluxo de capitais ocasiona para a implementação das decisões de política monetária, reforçando que a crise financeira dos *subprime* revelou a importância dos canais de transmissão afetados pelos choques de liquidez e de crédito externos. Rey (2013, 2016) argumenta que em economias com um elevado grau de abertura financeira, o trilema monetário para economias abertas (autonomia monetária, estabilidade da taxa de câmbio e abertura financeira) torna-se um dilema, onde a política monetária independente somente seria possível com o controle do fluxo de capitais. A autora aponta que as decisões de taxa de juros do *Federal Reserve Bank* dos EUA são disseminadas para as economias emergentes através dos fluxos de capital internacional, afetando diretamente a condução da política e o mecanismo de transmissão monetária.

capacidade de gerenciar suas operações globalmente. Ao mesmo tempo, esse mesmo mecanismo contribui para a propagação de choques internacionais de liquidez e a redução da eficácia da política monetária, especialmente com o crescimento dos bancos com presença global (GOUJARD; AHREND, 2014; UNSAL; CHANDRA, 2014)⁸.

A flutuação dos preços dos ativos é o mecanismo associado à redução/elevação do nível de riqueza das famílias. Uma política monetária restritiva pressiona para baixo os preços dos demais ativos (títulos de empresas, ações, etc.) reduzindo a riqueza das famílias e afetando negativamente o consumo. Fratzscher e Ehrmann (2006) reforçam a importância da abertura financeira no movimento dos preços dos ativos domésticos. Os autores argumentam que a elevação do grau de integração financeira afeta positivamente o nível de cointegração existente entre os ativos domésticos e os internacionais. Nesse sentido, a política monetária adotada nos Estados Unidos afetaria indiretamente o preço dos ativos domésticos dos demais países.

Fratzscher e Ehrmann (2006) analisam a transmissão dos choques de política monetária dos EUA sobre o mercado de ações de 50 países, incluindo economias desenvolvidas e emergentes, compreendendo o período de 1994 a 2004. A variável denominada de “choque de política monetária” é o resultado da alteração da taxa futura dos juros de curto prazo negociada nos Estados Unidos após trinta minutos do término dos oito anúncios anuais do *FOMC* (*Federal Open Market Committee*). Os autores utilizam o método dos Mínimos Quadrados Ordinários para dados em painel, onde o retorno diário das ações é uma função da política monetária dos EUA e de um conjunto de variáveis de controle. Adicionalmente, as taxas de câmbio, os preços dos ativos e um conjunto de medidas de abertura financeira para cada país são incluídos, objetivando analisar a influência do grau de abertura financeira sobre a propagação da política monetária dos EUA para as demais economias. Os autores apontam que um aumento de 100 pontos base na taxa de juros de curto prazo dos EUA reduz em média 3,8% os retornos das ações, e que a dissipação do efeito *spillover* é maior nas economias com um maior grau de abertura financeira e mercados de ações com maior liquidez.

Já o canal de transmissão das expectativas se baseia na capacidade do Banco Central em direcionar as expectativas dos agentes no sentido condizente com as metas da política monetária adotada. Por último, vale destacar que nas economias com câmbio flutuante e livre mobilidade de capital, uma elevação na taxa de juros traduz-se em uma apreciação inicial do câmbio à vista. O efeito final é impreciso e dependerá das expectativas quanto à taxa de juros e a inflação doméstica (*exchange rate pass-through, ERPT*) e externa. A apreciação da moeda doméstica apresenta um

⁸ Veja Goldberg e Cetorelli (2012) para uma avaliação da contribuição da globalização do sistema bancário sobre a propagação dos choques econômicos e o seu efeito sobre o mecanismo de transmissão da política monetária.

impacto direto nos preços dos bens transacionáveis, com o potencial de influenciar o nível das exportações líquidas e do produto (MISHKIN, 1995, 2009). Quanto maior o grau de abertura financeira, mais efetivo é o funcionamento do canal da taxa de câmbio na transmissão da política monetária. Quando o *ERPT* é incompleto, o canal da taxa de câmbio torna-se menos efetivo e o restante do ajustamento tem que ser realizado através do canal da taxa de juros. Nesse sentido, o grau de *ERPT* influencia na escolha da política monetária ótima em economias abertas (DEVEREUX, 2001; MONACELLI, 2005).

Os modelos macroeconômicos empregados na análise da política monetária são desenhados com o objetivo de descrever as interações entre as variáveis-chaves da economia para um período determinado. A literatura empírica recente baseia a avaliação do mecanismo de política monetária em dois modelos teóricos principais: 1) o *IS-LM* ajustado pela inclusão da curva de *Phillips* (também conhecido como modelo de Demanda e Oferta Agregada)⁹; e 2) os *DSGE* (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) modernos com fricções nominais (modelos dos novos Keynesianos para economias fechadas e abertas).¹⁰ O primeiro é caracterizado pela incorporação, no modelo original *IS-LM*, do ajuste dos preços no tempo. O segundo, pela manutenção do papel da demanda agregada na determinação do produto no curto prazo e pelo fato de se basear na otimização do comportamento dos agentes.

Apesar das recentes discussões envolvendo a influência do grau de abertura financeira no mecanismo de transmissão da política monetária, poucos trabalhos analisam a questão empiricamente, além de nenhum deles abordar a economia brasileira. Engel et al. (2006) incorporam o diferencial entre a taxa de juros doméstica e internacional em um modelo teórico de demanda por moeda com o propósito de obter uma equação de determinação da taxa de câmbio, caracterizando o uso da Paridade Descoberta dos Juros (PDJ) na avaliação da política monetária. Em Arize et al. (1990), McKenzie (1992) e Arango e Nadini (1981) são estimados modelos de demanda por moeda com a inclusão de variáveis que captam a influência do grau de abertura financeira sobre a procura por ativos monetários. Esses autores consideram a conexão direta existente entre a demanda por moeda e a taxa de juros na investigação da influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, conforme apresentado no APÊNDICE B.

Georgiadis e Mehl (2016) identificam que o grau de integração financeira apresenta um efeito ambíguo na efetividade da política monetária e dos seus canais de transmissão. Por um lado, a exposição aos ciclos financeiros globais reduz a efetividade da política monetária. Por outro

⁹ Veja Laidler (1978) e Galí (1992) para uma apresentação teórica e uma aplicação empírica do modelo.

¹⁰ Veja Monacelli e Galí (2005) para uma demonstração teórica e quantitativa de um modelo *DSGE*.

lado, devido a ampliação do estoque de ativos denominados em moeda externa por parte dos agentes domésticos, os choques de política monetária são amplificados. Unsal e Chandra (2014) e Offermanns et al. (2017) encontram evidência empírica que fortalece o papel do grau de abertura financeira da economia sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. No APÊNDICE B é apresentado um conjunto de estudos empíricos que consideram a influência do grau de abertura financeira no mecanismo de transmissão monetária.

Neste estudo, serão empregados três referenciais teóricos, que se complementam para suporte a análise proposta. O primeiro deles, e o principal, é o modelo desenvolvido por Juselius (1996, 1998, 2001) que utiliza o *IS-LM* ajustado pela inclusão da curva de *Phillips* de curto prazo desenvolvido em Laidler (1985), incorporando uma equação de reação do Banco Central. O modelo teórico adotado por Juselius (1996, 1998, 2001) e empregado em suas pesquisas empíricas, descreve o sistema macroeconômico contendo a moeda, a renda, os preços e a taxa de juros dentro de três relações de estado estacionário. A primeira representa a demanda/oferta por moeda, a segunda uma relação de renda agregada e a última uma equação de determinação da taxa de juros. No APÊNDICE C é apresentado o estudo empírico de Juselius (2001) onde é adotado o modelo teórico *IS-LM* ajustado pela inclusão da curva de *Phillips* de curto prazo.

O segundo é o modelo de equilíbrio de portfólio internacional de Branson e Henderson (1985). Onde é derivada a relação entre a demanda por moeda e o DCJ (diferencial coberto dos juros) e será empregado com o objetivo de acrescentar, ao modelo de Juselius (1996, 1998, 2001), uma variável capaz de captar a influência do grau de abertura financeira no mecanismo de transmissão da política monetária. Por último, o modelo de determinação da taxa de câmbio baseado na abordagem dos ativos, inicialmente proposto por Porter (1971), será adicionado com o propósito de aprofundar a avaliação da influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão monetária por meio da PCJ (paridade coberta dos juros).

O modelo *IS-LM*, ajustado pela inclusão da curva de *Phillips* de curto prazo desenvolvida por Laidler (1985), considera inicialmente o arcabouço do *IS-LM* com seus pressupostos originais: 1) apresenta uma estrutura que não é derivada de uma análise de maximização explícita de agentes econômicos racionais (ausência de fundamentação microeconômica); 2) considera uma taxa de juros única, implicando na existência de somente dois ativos (título e moeda) e 3) baseia-se na rigidez do nível geral dos preços em uma economia fechada. A base do modelo está associada com as funções que determinam a demanda agregada por bens e por moeda:

$$C = A + c(Y - T) \quad (1)$$

$$I = B - ir \quad (2)$$

$$T = tY \quad (3)$$

$$G = G \quad (4)$$

Nas equações (1), (2), (3) e (4) apresentadas, c , i e t são os coeficientes das equações, C é o consumo agregado das famílias, Y denota a renda/demanda agregada, T representa a arrecadação tributária, G capta os gastos do governo (que é exógeno no modelo), A e B são os gastos autônomos dos agentes, r é a taxa de juros real.

A condição de equilíbrio no mercado de bens e serviços ocorre quando:

$$Y = A + B + G + c(1 - t)Y - ir \quad (5)$$

Rearranjando a equação (5), identifica-se a curva IS:

$$r = 1/i (A + B + G) - ((1 - c(1 - t))/i)Y \quad (6)$$

As funções de demanda e oferta por moeda são dadas por:

$$M_d/P = mY - lr \quad (7)$$

$$M_s = M_s \quad (8)$$

Nas equações (7) e (8), m e l são os coeficientes, M_d é a demanda por moeda, P representa o nível geral de preços dos bens, M_s é a oferta monetária (que é exógena no modelo).

A condição de equilíbrio no mercado monetário ocorre quando:

$$M_s = M_d \quad (9)$$

De maneira semelhante se obtém a curva LM utilizando-se da condição de equilíbrio, onde a demanda e a oferta por moeda se igualam:

$$r = -(1/l)(M_s/P) + (m/l)Y \quad (10)$$

Baseado nas duas relações de determinação da taxa de juros real obtidas acima, as equações (6) e (10), obtém-se o nível da renda agregada e dos preços de pleno emprego, que caracterizam a condição de equilíbrio.

Laidler (1985) salienta que em termos do modelo *IS-LM*, a natureza quantitativa da relação entre moeda e renda dependerá se a renda ou o nível de preços varia no tempo. Nesse sentido, para abordar a interação entre os preços e a renda (ou o produto), o autor incorpora a curva de *Phillips* aumentada com as expectativas no modelo básico *IS-LM*. Considera-se uma economia

composta por firmas em um ambiente de competição perfeita, onde a produção de cada firma é dependente do preço relativo de seu produto com relação aos concorrentes:

$$Q_{it} = f(P_{it}/P^e_{it}), f' > 0 \quad (11)$$

Na equação (11), Q_{it} denota o produto da firma i th no tempo t , P_{it} é o preço desse produto e P^e_{it} representa o nível geral de preços percebido pela firma. Considerando a relação para o conjunto total das firmas temos a oferta agregada:

$$Q = F(P/P^e), F' > 0 \quad (12)$$

Assumindo uma forma log linear para F , onde h denota a elasticidade de y_t com relação à $(p_t - p^e_t)$, obtém-se a equação a seguir em logaritmo:

$$y_t = h(p_t - p^e_t), h > 0 \quad (13)$$

Considerando a definição a seguir para a inflação e inflação esperada:

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1} \quad (14)$$

$$\Delta p^e_t = p^e_t - p_{t-1} \quad (15)$$

O valor de y será igual a zero quando $p=p^e$, e deriva-se a curva de *Phillips* aumentada com as expectativas:

$$\Delta p_t = (1/h)y_t + \Delta p^e_t \quad (16)$$

Laidler (1978) discute também o papel do regime cambial adotado pelas economias (fixo ou flexível) na determinação do estoque de moeda, e reforça o papel do Balanço de Pagamentos como uma fonte de expansão ou contração monetária. O autor salienta a importância do impacto das operações de esterilização via reservas não emprestáveis realizadas pelo Banco Central, do processo de transmissão da elevação do nível de preços internacionais para as economias abertas e do efeito do crescente nível de mobilidade de capital sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Juselius (1996, 1998, 2001) completa o modelo teórico com a inclusão de uma função de reação do Banco Central definindo a estrutura final do modelo por meio das equações a seguir:

$$m_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (Rm_t - Rb_t) + \beta_3 \Delta p_t \quad (17)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Rb_t + \alpha_2 \Delta p_t \quad (18)$$

$$Rm_t - Rb_t = \gamma_0 + \gamma_1 (\Delta p_t - \pi^*) \quad (19)$$

Das equações (17) a (19), tem-se que m_t denota a quantidade de moeda, y_t é o nível de renda, p_t representa os preços, $Rm_t - Rb_t$ denota o custo de oportunidade de manter moeda relativo aos títulos (Rm_t é a taxa de juros de curto prazo que remunera os depósitos bancários e Rb_t é a taxa de juros de longo prazo), Δp_t traduz a variação dos preços, π^* denota a meta de inflação definida pela autoridade monetária, β_0 , α_0 e γ_0 são as constantes. As letras minúsculas denotam valores em logaritmo e as maiúsculas variáveis em nível. A equação (17) representa a relação da demanda por moeda, a (18) é a curva *IS* de longo prazo e a função de reação do Banco Central é traduzida pela (19).

A abordagem teórica do equilíbrio de portfólio internacional foi desenvolvida com o objetivo de estudar os movimentos de capitais financeiros, as variações nas taxas de juros e as mudanças nas reservas internacionais sob taxas de câmbio fixas e flexíveis. Os estudos recentes possuem como base o modelo de seleção de portfólio entre ativos domésticos e estrangeiros apresentado por Tobin (1969). O modelo considera a existência de dois países, com duas moedas internacionais, dois setores privados, com preferências distintas pelos ativos. O portfólio é composto por quatro ativos financeiros: \underline{M} e \underline{M}^* (estoque de moeda doméstico e estrangeiro), \underline{B} e \underline{F} (estoque de títulos internos e externos que rendem juros e são demandados pelos agentes privados). \underline{M} e \underline{B} são denominados em moeda doméstica e \underline{M}^* e \underline{F} em moeda externa. Ademais, a carteira líquida demandada pelos residentes domésticos (W) é composta por M , B e F e pelos residentes externos (W^*) por M^* , B^* e F^* . As condições de equilíbrio dos mercados monetário e de ativos são representadas a seguir:

$$M = \underline{M} \quad (20)$$

$$M^* = \underline{M}^* \quad (21)$$

$$B + B^* = \underline{B} \quad (22)$$

$$F + F^* = \underline{F}^* \quad (23)$$

$$W = M + B + \epsilon F \quad (24)$$

$$W^* = M^* + B^*/\epsilon + F^* \quad (25)$$

Onde o termo ϵ representa a taxa de câmbio nominal.

Branson e Henderson (1985) desenvolvem um modelo de equilíbrio de portfólio internacional considerando as premissas apresentadas acima, de onde as relações de demanda por moeda e títulos são derivadas, conforme apresentado a seguir:

- I. Estoque de moeda doméstica: $M = m\{i(-), PY(+)\}$
- II. Estoque de moeda estrangeira: $M^* = m^*\{i^*(-), P^*Y^*(+)\}$
- III. Estoque de títulos domésticos com residentes domésticos: $B = b\{i(+), [i^* + \mu](-), PY(-), W(+)\}$
- IV. Estoque de títulos domésticos com residentes externos: $B^* = b^*\{i^*(-), [i - \mu](+), W^*(+)\}$
- V. Estoque de títulos estrangeiros com residentes domésticos: $F = b\{i(-), [i^* + \mu](+), W(+)\}$
- VI. Estoque de títulos estrangeiros com residentes externos: $F^* = f^*\{i^*(+), [i - \mu](-), P^*Y^*(-), W^*(+)\}$

Onde PY e P^*Y^* representam respectivamente as rendas nominais, doméstica e externa, μ a depreciação da taxa de câmbio nominal, i e i^* denotam a taxa de juros nominal doméstica e internacional e W e W^* as riquezas doméstica e externa, respectivamente. Dessa forma, a demanda por ativos domésticos e externos são definidos em função da taxa interna de juros nominal, da taxa de juros externa acrescida da depreciação da taxa de câmbio esperada, da renda doméstica nominal, da renda externa nominal e da riqueza doméstica e externa. Os símbolos $(-, +)$ indicam o sinal da derivada parcial.

Os estoques dos quatro ativos são definidos pela interação entre a política monetária, fiscal e cambial. Ademais, a composição do portfólio dos agentes depende da taxa de juros doméstica, externa e da apreciação cambial esperada (ϵ^e). Os agentes que detém os ativos são avessos ao risco, os estoques de ativos são determinados exogenamente pelos governos, e as taxas de juros e de câmbio garantem o equilíbrio dos mercados. O modelo de equilíbrio de portfólio centraliza a sua atenção no comportamento do diferencial entre os retornos esperados da moeda e dos títulos, representado por Φ_t , na equação a seguir:

$$\Phi_t = r_t - r_t^* - (E_t[\epsilon_{t+1}] - \epsilon_t) \quad (26)$$

Dessa maneira, a variação do diferencial entre os retornos dos ativos dos países teria um impacto direto na demanda por moeda doméstica e externa.

Os teoremas da Paridade Internacional da Taxa de Juros constituem um elemento importante da análise macroeconômica das economias abertas. Estabelece-se uma relação simples

entre a taxa de juros obtida por um determinado ativo, a taxa oferecida por um ativo similar denominado em outra moeda e as taxas de câmbio à vista e do mercado futuro/taxa à vista esperada. De acordo com Fisher (1930) o retorno nominal de um título em um país deve se igualar a um título idêntico em outro país, quando medidos na mesma moeda, devido à especulação ou arbitragem de juros. A representação da hipótese da paridade dos juros em conjunto com a determinação da taxa de câmbio pode ser sumarizada por dois modelos teóricos principais: a paridade descoberta dos juros (PDJ) e a paridade coberta dos juros (PCJ).

A definição da PDJ, associada com a hipótese das expectativas racionais, implica que uma elevação do diferencial entre as taxas de juros de curto prazo doméstica e internacional, reflete-se em uma apreciação cambial da moeda doméstica. Dessa maneira, os diferenciais de juros deveriam ser previsores não viesados das alterações esperadas na taxa de câmbio. A definição da PDJ depende explicitamente da taxa de câmbio à vista esperada no futuro, que não é observável e encontra-se associada ao processo de formação das expectativas dos agentes. A PDJ prediz que as moedas dos países com altas taxas de juros tendem a sofrer depreciações ao longo do tempo (BEKAERT et al. 2007).

A avaliação da relação entre a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio também pode ser realizada pelo modelo teórico da Paridade Coberta dos Juros. A PCJ estabelece que o diferencial entre a taxa de câmbio futura e à vista será idêntico ao diferencial entre os juros domésticos e externos de características semelhantes, que apenas se diferenciam na denominação monetária, quando não existem oportunidades de arbitragem. Os principais pressupostos que sustentam a PCJ são: 1) inexistência de oportunidades de arbitragem; 2) perfeita mobilidade de capital; 3) ausência de custos de transação; 4) inexistência de riscos de liquidez, de falência e de todos os demais riscos financeiros. Através da análise da PCJ será possível avaliar a relação existente entre a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio à vista, por meio de um modelo de determinação da taxa de câmbio, a PCJ, expressa pela equação a seguir (FEENSTRA; TAYLOR, 2012):

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*)f_t / s_t \quad (27)$$

A equação (27) indica que i_t denota a taxa de juros doméstica, i_t^* a taxa de juros internacional, f_t o dólar futuro e s_t representa o dólar *spot*.

No presente estudo, as equações (17), (18), (19) e (27) serão estimadas com extensões que visam testar a hipótese levantada e atingir os objetivos propostos. A equação de demanda por moeda será estendida por meio da inclusão de uma variável que objetiva captar a influência do

grau de abertura financeira na demanda por moeda, à semelhança de Arize et al. (1990), Mckenzie (1991), Arango et al. (1981) e Karras (1999), conforme discriminado no APÊNDICE B. A fundamentação teórica para a inclusão do grau de abertura financeira na equação da demanda por moeda encontra-se no modelo de Macroeconomia Aberta e de Equilíbrio de Portfólios Internacionais, mencionados anteriormente. A importância da influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária é enfatizado por Taylor (2001), Mishkin (2001), Juselius e Toro (2005), dentre outros.

Taylor (2001) reforça a importância assumida pelo grau de abertura financeira em economias que adotam o câmbio flutuante. O autor aborda o impacto do fluxo de capitais sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, em países que adotam uma regra explícita de política monetária. Taylor (2001) reforça que uma apreciação da taxa de câmbio acima de seu patamar de equilíbrio deveria ser seguida por uma redução da taxa de juros de curto prazo, objetivando o atingimento dos objetivos da política monetária adotada. Nesse cenário, os fluxos de capital em economias abertas financeiramente deveriam ser acompanhados pela autoridade monetária, considerando a sua influência sobre a formação da taxa de câmbio.

Juselius e Toro (2005) avaliam empiricamente os impactos da abolição das restrições sobre o fluxo internacional de capital sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Os autores investigam as alterações sofridas nas economias dos países da Zona do Euro, antes e após a adoção do novo regime cambial da região. Juselius e Toro (2005) identificam e discutem as mudanças trazidas pelo aumento do grau de abertura financeira sobre a demanda por moeda e conseqüentemente sobre os demais canais de transmissão.

Mishkin (2001) aponta para a importância da influência do grau de abertura financeira da economia sobre mecanismo de transmissão monetária, por meio do canal do preço dos ativos e do câmbio. O autor discute o impacto do fluxo de capitais sobre a taxa de câmbio, os preços das ações das empresas e dos imóveis. Mishkin (2001) reforça a importância que a autoridade monetária deve manter na definição de sua estratégia de atuação em economias abertas financeiramente. Adicionalmente, o autor salienta que a resposta ótima do Banco Central dependerá do resultado conjunto que o fluxo de capitais possui sobre cada um dos canais e não somente sobre o canal da taxa de juros.

Com relação a cursa IS de longo prazo, é relevante mencionar que nos modelos estendidos de economias abertas, a taxa de câmbio real é incluída como um determinante do nível do produto. Uma depreciação da taxa de câmbio real contribui para a competitividade dos produtos domésticos afetando positivamente as exportações líquidas (GOODHART et al., 2003). Ademais, historicamente se percebe uma associação positiva entre os preços das ações e o nível da atividade

econômica. Essa relação pode ser estabelecida por meio do efeito riqueza sobre o consumo e pelo impacto sobre o nível de empréstimos disponibilizados para as firmas, como resultado das alterações dos preços dos ativos empregados por elas como garantia dos empréstimos. Não obstante, também é importante ressaltar a existência do efeito substituição sobre os preços dos ativos. Especificamente, uma elevação dos preços das ações implicaria em uma maior destinação da renda das famílias à aquisição desses ativos e a uma redução da demanda agregada via consumo¹¹.

Juselius (1998) enfatiza que a equação (19) não exclui a possibilidade da aplicação de outras regras para os bancos centrais, considerando, por exemplo, o crescimento do produto real como um fator determinante das alterações das taxas de juros realizadas pela autoridade monetária. A equação (19) com a inclusão de um regressor que capta o hiato do produto equivaleria à representação da equação de Taylor (1993), onde o Banco Central reagiria às alterações do hiato do produto e da inflação acima da meta estabelecida. Do ponto de vista teórico, Svensson (1999) demonstra que a equação de Taylor (1993) é a função de reação ótima do Banco Central, no sentido de minimizar a variância do produto e da inflação. Ball (1999) argumenta que em uma economia aberta, a autoridade monetária deveria reagir também aos movimentos da taxa de câmbio, considerando seu efeito sobre a inflação doméstica por meio dos choques de oferta e demanda.

A importância da equação (27) é revelada por Juselius (2001), que salienta que uma maneira complementar de avaliação dos efeitos externos no mecanismo de transmissão da política monetária seria por meio da incorporação das relações de paridade dos juros e do poder de compra dentro do sistema. Ademais, em economias abertas financeiramente, o câmbio se converte em um instrumento indireto na determinação da demanda agregada com vistas à estabilização da inflação e do nível de atividade. Além de influenciar a composição da demanda agregada (entre consumo e investimento interno e exportações líquidas), a taxa de câmbio real é capaz de afetar o nível da demanda via variações no nível de investimento, Carneiro e Wu (2004). Dessa maneira, torna-se essencial caracterizar a relação existente entre a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio, visto que a efetividade do instrumento de política monetária é definida pelo resultado alcançado pela sua utilização.

¹¹ Bjornland et al. (2010), Goodhart et al. (2005) e Iacoviello (2004 e 2005) estendem seus modelos com a inclusão do preço das residências como um fator determinante da demanda agregada. Goodhart et al. (2003) adiciona os preços das ações, o câmbio real e o setor imobiliário residencial. Smets (1997) inclui o preço das ações, o câmbio nominal e o retorno dos títulos de 10 anos.

3. METODOLOGIA

A abordagem recente vem investigando o mecanismo de transmissão da política monetária por meio da metodologia *VAR* (Vetor Autorregressivo), do *VEC* (Vetor de Correção de Erros), de suas extensões como o *FAVAR* (*Factor Augmented VAR*) e também através do *ARDL* (Modelo Autorregressivo e com Defasagem Distribuída). Bjornland e Jacobson (2010), Tomazzia e Meurer (2009), Bezerra et al. (2014), Mishkin (1995) dentre outros aplicam o *VAR/VEC* na análise do mecanismo de transmissão da política monetária. Yadav e Lagesh (2011) avaliam a demanda por moeda na Índia por meio de um modelo *ARDL*. Em Swanson et al. (2014) e Bernanke et al. (2005) são empregados o *FAVAR* na estimação das equações e na solução do *price puzzle*¹². Ademais, a segregação das estimações em períodos marcados por grandes alterações econômicas é recorrente na literatura, conforme caracterizado em Juselius e Toro (2005), Sidaoui e Franciaais (2008), Araújo et al. (2015), dentre outros.

A análise empírica desse estudo foi baseada na econometria de séries temporais, em especial na metodologia *VAR/VEC* e *ARDL*. As metodologias *VEC* e *ARDL* serão empregadas objetivando-se principalmente, a obtenção das relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis envolvidas nas relações econômicas definidas pelas equações (17), (18), (19) e (27). O motivo da aplicação de dois métodos distintos baseia-se no fato da existência de períodos de estimação com dimensões temporais diferentes (o *ARDL* é menos sensível a estimação para amostras pequenas). Ademais, é uma forma de testar a robustez dos resultados por meio da sua comparação. Adicionalmente, foram empregados o *VAR* e o *FAVAR* objetivando realizar uma análise da sensibilidade do modelo e elevar o grau de precisão dos valores obtidos, com relação à estimação da função de reação do Banco Central, definida pela equação (19). Essa abordagem visa aprofundar o entendimento do processo de definição do principal instrumento de política monetária empregado atualmente pela autoridade monetária, a taxa de juros de curto prazo.

Segundo Bernanke et al. (2005) a utilização do *VAR* na avaliação dos efeitos da política monetária apresenta algumas deficiências. Especialmente no que tange à limitação imposta pela metodologia com relação ao número de variáveis utilizadas no modelo, devido ao problema de graus de liberdade. Os autores salientam que o conjunto de informações empregado pelas autoridades monetárias na definição da taxa de juros de curto prazo, normalmente ultrapassa o número de variáveis capaz de ser adicionado em um *VAR*, o que levaria a uma provável inferência viesada. No *FAVAR*, um pequeno número de fatores comuns será extraído de um conjunto de

¹² O *price puzzle* ocorre quando um aumento da taxa de juros não acarreta nenhuma redução da inflação ou, é acompanhado imediatamente por uma elevação do nível de preços, o que contraria os pressupostos de política monetária.

variáveis econômicas e adicionados como variáveis endógenas no VAR irrestrito. Dessa forma, a dimensão do modelo reduz-se, permitindo que a estimação seja realizada pelo VAR.

O procedimento metodológico de estimação das relações definidas pelas equações (17), (18), (19) e (27) será apresentado nas subseções 3.1, 3.2, 3.3 e 3.4. Inicialmente serão descritos os modelos econométricos a serem utilizados, *VEC*, *ARDL*, *VAR* e *FAVAR*, respectivamente. Salienta-se que as abordagens *VAR* e *FAVAR* serão empregadas somente na estimação da função reação do Banco Central, representada pela equação (19). Essa estratégia de estimação se deve ao fato de que o *VAR* e o *FAVAR* serão utilizados especificamente com o intuito de complementar a identificação determinada no objetivo III desse estudo. Em especial, será investigada a ocorrência do *price puzzle* e as alterações ocorridas no mecanismo de transmissão monetária durante o período investigado. Em seguida, os modelos empíricos a serem estimados e que representam as relações definidas pelo modelo teórico (17), (18), (19) e (27) serão apresentados. Por último, o procedimento de seleção e estimação dos modelos será descrito no encerramento de cada uma das subseções. A seção 3.4 reserva-se a definição dos períodos de estimação e das fontes dos dados.

3.1 Estimação dos Modelos Analíticos por meio da Abordagem *VEC*

A metodologia de autorregressão vetorial (*VAR*) é uma extensão do modelo autorregressivo (*AR*) para o caso multivariado. É uma representação multiequacional composta por uma equação para cada variável, onde cada equação é função de valores defasados daquela variável e de valores defasados das outras variáveis do sistema. Para as séries não estacionárias, mas cointegradas, tem-se o vetor de correção de erros (*VEC*), que é um *VAR* com as restrições de cointegração entre as variáveis que possuem dinâmica de curto prazo e ajuste para o equilíbrio, conforme representado a seguir:

$$\Delta W_t = \Pi W_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta W_{t-i} + u_t \quad (28)$$

Onde o erro $u_t \sim \text{iid } N(0, \psi)$, W_t é o vetor de variáveis endógenas do sistema, Γ_i representa os parâmetros de curto prazo e ΠW_{t-1} denota a parte de longo prazo, que contém as relações de cointegração (LUTKEPOHL, 2005).

A relação (17), que designa a equação de demanda por moeda, foi estimada considerando o vetor de variáveis endógenas $W_t = (m_t, y_t, \pi_t, SELIC_t, SWAP_di_t, DCJ_t)$. A equação de interesse que representa o modelo empírico estimado é exposta a seguir:

$$\Delta m_t = \alpha_m(\beta_1 m_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-1} + \beta_4 SELIC_{t-1} + \beta_5 SWAP_d_{t-1} + \beta_6 DCJ_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta m_{t-i} + \Gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \Gamma_{3i} \Delta \pi_{t-i} + \Gamma_{4i} \Delta SELIC_{t-i} + \Gamma_{5i} \Delta SWAP_d_{t-i} + \Gamma_{6i} \Delta DCJ_{t-i} + u_t \quad (29)$$

Onde α_m representa o coeficiente de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6$ denotam os coeficientes que definem a trajetória de longo prazo de equilíbrio entre as variáveis (relação de cointegração), $\Gamma_{1i}, \Gamma_{2i}, \dots, \Gamma_{6i}$ são os coeficientes de curto prazo, m_t é o estoque monetário real representado pelo M3¹³, y_t denota o PIB mensal real em moeda doméstica (janeiro de 2000 = 100), π_t representa a taxa de inflação mensal medida pelo IPCA, $SELIC_t$ é a taxa *SELIC* over mensal, $SWAP_d_t$ é a taxa do swap DI X Pré-fixada de 360 dias, DCJ_t traduz o diferencial coberto dos juros¹⁴ e u_t denota um processo estacionário I(0). A equação a seguir demonstra a forma de cálculo do DCJ:

$$DCJ_t = \ln(1 + i_t) - \ln(1 + i_t^*) - (f_{t,t+k} - s_t) \quad (30)$$

Tem-se que s_t é a média da cotação do Dólar comercial compra e venda à vista do primeiro dia útil do mês (R\$/US\$), $f_{t,t+k}$ mensura a cotação do Dólar futuro do próximo vencimento do primeiro dia útil do mês (R\$/US\$), i_t e i_t^* denotam, respectivamente, as taxas mensais de juros *SELIC* over e do juros internacional de referência (Notas do Tesouro dos EUA de 3 meses de maturidade, *Treasury Bill Rate*).

Conforme mencionado anteriormente a presença de uma mobilidade de capital perfeita pode ser investigada por meio da metodologia de poupança-investimento de Feldstein e Horioka (1980), da paridade de juros real (PJR), da paridade descoberta dos juros (PDJ) e da paridade coberta dos juros (PCJ)¹⁵. Conforme enfatizado por Frankel (1992), a PCJ se destaca como a mais completa medida do grau de integração financeira dos mercados. Dessa forma, o Diferencial Coberto dos Juros (DCJ) será a variável que buscará captar o grau de abertura financeira da economia brasileira, sendo calculada por meio da diferença entre a taxa *SELIC* e a taxa de juros internacional de curto prazo de referência (*TBILL*), descontado o diferencial entre a cotação do Dólar americano futuro e o *spot* (*exchange rate forward premium*). Quanto maior o valor do DCJ,

¹³ Pelo conceito atual do Banco Central o M3 compreende: papel moeda em poder do público, depósitos à vista, depósitos especiais remunerados, depósitos de poupança, títulos emitidos por instituições financeiras depositárias, quotas de fundos de renda fixa e operações compromissadas registradas na *SELIC* (Sistema Especial de Liquidação e Custódia).

¹⁴ Serão utilizadas letras minúsculas para variáveis em logaritmo natural e maiúsculas para as variáveis em nível, dessa maneira, as equações serão estimadas no modelo log-linear ou linear-log, dependendo da especificação de cada uma das quatro relações do estudo.

¹⁵ Veja Feenstra e Taylor (2012) para uma exposição sobre as metodologias de avaliação do grau de mobilidade de capital de uma economia.

menor será o grau de abertura financeira, por existir um nível mais intenso de barreiras a mobilidade de capital (custos de transação, custos de informação, controle de capitais, leis sobre a tributação que discriminem por país de residência, risco de moratória e risco de futuros controles cambiais, (FRANKEL, 1992).

É importante mencionar a existência de outros índices que buscam mensurar o grau de abertura financeira dos países (QUINN, 1997), MINIANE (2004), CHINN E ITO (2007), FERNANDEZ et al. (2015), dentre outros), que são construídos com base nas informações anuais disponibilizadas pelo Fundo Monetário Internacional por meio do seu *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (AREAER). Esses índices utilizam informações sobre a existência de restrições sobre o movimento de capitais, o comércio internacional e a existência de múltiplas taxas de câmbio nos países (índice de jure). As medidas *de jure* possuem como principal desvantagem o fato de que a delimitação de fatores como amplitude, intensidade e efetividade das restrições governamentais, responder a avaliações subjetivas dos pesquisadores (EDISON et al., 2002).

Adicionalmente, Obstfeld e Taylor (2004) apontam para outras medidas do grau de abertura financeira baseadas em preços (diferença entre as taxas de retorno doméstica e externa de um ativo similar, como por exemplo, o DCJ) e em quantidades (ponderação dos estoques brutos de ativos e passivos denominados em moeda estrangeira pelo produto nacional, dentre outros). Os autores reforçam que as medidas baseadas em quantidades sofrem de problemas de mensuração e de acesso aos dados, visto que os estoques dependem de: fluxos passados, ganhos e perdas de capital, variações nos preços de mercado, modificações nas estruturas de capital e processos de reestruturação de dívidas. Dessa forma, conforme salienta Frankel (1992) o DCJ apresenta-se como a medida mais completa do grau de abertura financeira da economia, motivando a sua escolha como medida de abertura financeira nesse trabalho.

É esperado que a demanda por M3 reaja a dois efeitos opostos às variações do DCJ. Uma redução das barreiras à mobilidade de capital deve apresentar um efeito positivo na demanda por M3, contribuindo para a redução do diferencial coberto dos juros. Por outro lado, um aumento do DCJ incentiva o ingresso de capital estrangeiro devido à elevação do custo de oportunidade do não investimento em títulos domésticos, afetando positivamente a demanda por moeda, conforme destacado por Branson e Henderson (1985).

Caso o valor do coeficiente do DCJ estimado seja igual a zero, o grau de abertura financeira não terá nenhuma influência sobre a demanda por moeda e por extensão sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Caso o coeficiente seja maior do que zero, uma redução do grau de abertura financeira, representado por um aumento do DCJ, estará associada a uma

elevação da demanda por moeda. Nesse sentido, o ingresso de capital estrangeiro será positivamente relacionado com a redução do grau de abertura financeira. Caso contrário, se o coeficiente estimado for negativo, uma redução do grau de abertura financeira implicará em uma redução da demanda por moeda. Dessa maneira, a entrada de capital externo apresentará uma relação negativa com a redução do grau de abertura financeira. Nas duas últimas situações ilustradas o mecanismo de transmissão da política monetário será afetado pelo grau de abertura financeira da economia.

A curva IS de longo prazo a ser estimada, representada pela relação (18), foi estendida pela inclusão do câmbio à vista e do preço dos ativos como determinantes do nível do produto, seguindo as especificações de Bernanke et al. (2005), Rudebusch e Savernsson(1999, 2001), Bjornland e Jacobson (2010) e Goodhart e Hofmann (2003, 2005) e estimada com base no vetor de variáveis endógenas $W_t = (y_t, \pi_t, SELIC_t, spot_t, ibov_t)$. A equação de interesse que reflete o modelo empírico estimado é apresentada a seguir:

$$\Delta y_t = \alpha_y(\beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 SELIC_{t-1} + \beta_3 spot_{t-1} + \beta_4 ibov_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \Gamma_{2i} \Delta SELIC_{t-i} + \Gamma_{3i} \Delta spot_{t-i} + \Gamma_{4i} \Delta ibov_{t-i} + w_t \quad (31)$$

Onde y_t designa o PIB mensal real em moeda doméstica (janeiro de 2000 = 100), π_t representa a taxa de inflação mensal medida pelo IPCA, $SELIC_t$ é a taxa *SELIC* over mensal, $spot_t$ denota a média aritmética simples da cotação do Dólar comercial compra e venda à vista do fim de período (R\$/US\$), $ibov_t$ representa o índice Ibovespa e w_t é um processo estacionário de memória curta $I(0)$. Ressalta-se que a inclusão das novas variáveis na curva IS, realizada de forma *ad hoc*, pode ser racionalizada por extensões apropriadas do modelo teórico básico (GOODHART et al., 2005).

A análise da relação (19), que traduz a função de reação do Banco Central, foi realizada com base na equação definida originalmente por Taylor (1993, 1995, 2001), estendida para adequar-se às economias abertas, e seguida por outros autores como Smets (1997) e Chadha et al. (2003), considerando o vetor de variáveis endógenas $W_t = (SELIC_t, (y_t - \alpha_{1t}), (\pi_t - \pi^*), spot_t)$. A equação de interesse que representa o modelo empírico estimado é apontada a seguir:

$$\Delta SELIC_t = \alpha_{SELIC}(\beta_1 (y_t - \alpha_{1t})_{t-1} + \beta_2 (\pi_t - \pi^*)_{t-1} + \beta_3 spot_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta (y_t - \alpha_{1t})_{t-i} + \Gamma_{2i} \Delta (\pi_t - \pi^*)_{t-i} + \Gamma_{3i} \Delta spot_{t-i} + v_t \quad (32)$$

Em que, $SELIC_t$ é a taxa *SELIC* acumulada em 12 meses, y_t denota o PIB real em moeda doméstica (janeiro de 2000 = 100) acumulado em 12 meses, o produto real descontado por uma tendência

linear ($y_t - \alpha_1 t$) procura mensurar o hiato do produto acumulado em 12 meses¹⁶. π^* designa a meta inflacionária anual definida pelo CMN (Conselho Monetário Nacional), π_t representa a taxa de inflação acumulada em 12 meses medida pelo IPCA, $spot_t$ denota a média aritmética simples da cotação do Dólar comercial compra e venda à vista do fim de período (R\$/US\$) e v_t denota um processo estacionário de memória curta I(0). Como o Banco Central e o CMN definem a meta de inflação e a taxa *SELIC* em uma base anual, optou-se pela utilização do PIB acumulado em 12 meses.

A Paridade Coberta dos Juros, representada pela relação (27), será estimada com inclusão de uma medida de risco país, adequado aos países emergentes, conforme sugerido por Garcia et al. (2000), considerando o vetor de variáveis endógenas $W_t = (SELIC_t, spot_t, futuro_t, embi_t, TBILL_t)$. A equação de interesse que reproduz o modelo empírico estimado é expressa a seguir:

$$\Delta SELIC_t = \alpha_{SELIC}(\beta_1 spot_{t-1} + \beta_2 futuro_{t-1} + \beta_3 embi_{t-1} + \beta_4 TBILL_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{1i} \Delta spot_{t-i} + \Gamma_{2i} \Delta futuro_{t-i} + \Gamma_{3i} \Delta embi_{t-i} + \Gamma_{4i} \Delta TBILL_{t-i} + z_t \quad (33)$$

Tem-se que $SELIC_t$ é a taxa *SELIC* over mensal, $spot_t$ representa a média aritmética simples da cotação do Dólar comercial compra e venda à vista do primeiro dia útil do mês (R\$/US\$), $futuro_t$ mensura a cotação do Dólar futuro do próximo vencimento a partir do primeiro dia útil do mês (R\$/US\$), $embi_t$ é o índice que procura mensurar o risco país (*Embi+*, *Emerging Markets Bond Index Plus*), o $TBILL_t$ (*Treasury Bill Rate*) denota a taxa de juros externa de referência e z_t é um processo estacionário de memória curta I(0).

O procedimento de seleção e estimação do modelo *VEC* contempla a escolha do conjunto de variáveis endógenas do sistema e o processo de identificação das relações contemporâneas. O procedimento de identificação do sistema baseou-se na ordenação das variáveis para estimação das funções impulso resposta (FIR). Os vetores das variáveis endógenas das quatro relações econômicas a serem estimadas, e a sua ordenação na estimação das funções impulso resposta ortogonalizadas¹⁷ são apresentados a seguir:

- 1) Relação 17 (Demanda por Moeda): $W_t = (y_t, \pi_t, SELIC_t, DCJ_t, SWAP_di_t, m_t)$;
- 2) Relação 18 (Curva IS de Longo Prazo): $W_t = (y_t, \pi_t, SELIC_t, spot_t, ibov_t)$;

¹⁶ Foi empregado o filtro de *Hodrick-Prescott* na obtenção do hiato do produto com parâmetro de suavização de 129600, visto que os dados empregados nas estimações serão mensais (RAVN; UHLIG, 2002). Smets (1997), Chadha et al. (2003), Goodhart et al. (2005) e Sidaoui et al. (2008) também empregam o filtro de *Hodrick-Prescott* na obtenção do hiato do PIB.

¹⁷ O método de *Choleski* foi utilizado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo, garantindo a ortogonalidade dos erros.

- 3) Relação 19 (Função de Reação do BC): $W_t = ((y_t - \alpha_1 t), (\pi_t - \pi^*), SELIC_t, spot_t)$;
- 4) Relação 27 (Paridade Coberta dos Juros): $W_t = (TBILL_t, embi_t, SELIC_t, futuro_t, spot_t)$.

A ordenação das variáveis seguiu o critério de exogeneidade: às mais exógenas contemporaneamente representam o mercado de bens, as intermediárias são formadas pelos instrumentos de política monetária e as mais endógenas pelas variáveis pertencentes ao mercado financeiro, que sofrem os impactos das variáveis anteriores, no entanto, não as afeta contemporaneamente. O encadeamento das relações econômicas que justificam a ordem das variáveis seguiu o procedimento adotado por Christiano et al. (1996, 1999), Minella (2003) e Unsal (2014).

Desta maneira, o produto não responde contemporaneamente as demais variáveis visto que, as decisões de produção e seu efeito sobre a produção final ocorrem com alguma defasagem, que é superior a ordem mensal adotada neste estudo. A inflação é afetada contemporaneamente somente pelo nível do produto, considerando a rapidez de ajuste dos preços as alterações na oferta e demanda. A taxa *SELIC* responde contemporaneamente ao produto e a inflação, visto tratar-se do instrumento de política monetária é plausível considerar que a autoridade monetária contenha informações do comportamento das duas variáveis e as incorpore em suas decisões. O diferencial coberto dos juros e a taxa de Swap DI x pre estão intrinsicamente ligados a taxa *SELIC*. O primeiro pela sua própria definição e o segundo, por meio da expectativa não viesada dos agentes que é a base da formação da estrutura a termo da taxa de juros. Desta forma, essas duas variáveis respondem contemporaneamente a *SELIC* e por extensão ao produto e a inflação. O agregado monetário e a taxa de câmbio *spot* respondem a todas as outras variáveis contemporaneamente, devido ao seu caráter dinâmico.

A dinâmica de ordenação da quarta equação também seguiu uma abordagem semelhante. O *Treasury Bill Rate* não é afetado contemporaneamente por nenhuma outra variável do sistema, visto que suas oscilações não são influenciadas por movimentos da economia brasileira. O nível do índice *Embi+* pode ser afetado contemporaneamente pelas alterações no *Treasury Bill Rate*, mas não pelas demais variáveis do sistema. A taxa básica de juros reage contemporaneamente ao *Treasury Bill Rate* e ao *Embi+*, considerando que o Banco Central possui informações de ambas as variáveis que são incorporadas na definição da taxa *SELIC*. Por fim, o Dólar futuro e o Dólar *spot* são variáveis altamente voláteis que respondem com elevada frequência aos choques externos, se ajustando às variações do prêmio de risco dos investidores internacionais.

Com relação a estimação do modelo *VEC* considerou-se os estágios descritos a seguir¹⁸:

- I. Primeiramente, foi selecionado o número das defasagens a serem utilizadas nas estimações recorrendo-se aos critérios de informação¹⁹ e a estatística LR (*Likelihood Ratio*), considerando um número máximo inicial de seis defasagens para o modelo *VAR* (o correspondente a cinco defasagens para o *VEC*), por encerrar uma estrutura suficientemente rica em informações.
- II. O segundo passo consistiu na definição do número de vetores de cointegração por meio do teste do posto de Johansen (1995), que é baseado na utilização das estatísticas do traço e da raiz característica máxima (ambos com 5% de nível de significância). Na ocorrência de divergência na definição do número de relações de cointegração, optou-se pela utilização dos critérios de informação. Quanto à inclusão das constantes e do termo de tendência nos modelos, foram considerados dois casos: 1) a inclusão de uma constante irrestrita, permitindo a existência de uma tendência linear nos dados em primeira diferença, bem como que as equações de cointegração sejam estacionárias em torno de uma média diferente de zero; e 2) a inclusão de uma tendência restrita no modelo que exclui a tendência linear nos dados em primeira diferença, mas permite uma tendência linear nas equações de cointegração, implicando que estas sejam estacionárias em tendência. Definiu-se a inclusão de uma constante irrestrita para as relações (1), (3) e (4) e a inclusão de uma tendência linear para a relação (2). O critério para esta especificação calcou-se no embasamento da teoria econômica de definição das relações entre as variáveis de cada modelo. Em especial, com relação à equação (2) identificou-se a existência de uma tendência linear entre o conjunto de variáveis incluídas no modelo (o que se confirmou pela identificação das relações de cointegração e pela significância estatística do termo de tendência linear obtida nas estimações).
- III. Após a definição do número de defasagens e das relações de cointegração, os modelos *VEC* foram estimados e testados quanto à presença de autocorrelação²⁰ serial e estabilidade (ausência de autovalores superiores a unidade). Aqueles que apresentaram autocorrelação ou ausência de estabilidade foram descartados e substituídos por outros, com o número de defasagens selecionado pelos critérios de informação. Na ocorrência de resultados

¹⁸ A ordem das etapas seguida para escolha dos modelos determinada nos itens I e II segue a especificação de Lutkepohl (2005), onde o autor inicialmente seleciona o número de defasagens para cada relação econômica baseado em um *VAR*, e em seguida, o número de vetores de cointegração.

¹⁹ *Akaike Information Criterion (AIC)*, *Schwarz Bayesian Criterion (SBIC)*, *Hanna Quinn (HQIC)*.

²⁰ Os testes de autocorrelação verificam a presença de correlação serial de segunda ordem nos resíduos a 5% de nível de significância. Os resultados obtidos para a equação (27), com relação ao terceiro período, apresentaram autocorrelação serial, dessa maneira esses valores devem ser considerados com reserva (não foi encontrado outras relações de cointegração para esse período).

conflitantes entre as estatísticas e os critérios de informação aplicados na seleção do número de defasagens, utilizou-se como procedimento de decisão o teste de normalidade dos resíduos²¹ e o critério de informação de *Hanna Quinn*²².

3.3 Estimação dos Modelos Analíticos por meio da Abordagem *ARDL*

A abordagem de cointegração por meio do modelo *ARDL*, desenvolvida por Pesaran e Shin (1995, 1999) e Pesaran et. al (2001), introduz uma nova alternativa de avaliação das relações de longo prazo que pode ser aplicada a séries com diferentes ordens de integração (desde que inferiores a ordem 2). Essa metodologia apresenta resultados mais eficientes em amostras pequenas quando comparado aos demais métodos de cointegração e são capazes de produzir estimativas não viesadas das relações de longo prazo (HARRIS; SOLLIS, 2003) e Narayan (2005). Ademais, a abordagem *ARDL* soluciona o problema de endogeneidade entre os regressores e de autocorrelação serial (que estão presentes, por exemplo, no método de cointegração de Engle e Granger (1987)²³. A equação (34) a seguir, expressa o modelo *ARDL* em sua forma de correção de erros:

$$\Delta g_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta g_{t-i} + u_t \quad (34)$$

Onde g_t denota a variável dependente, x_t são os regressores, u_t é o resíduo, γ_i e β_i representam os parâmetros de curto prazo e Πx_{t-1} denota a parte de longo prazo, que contém a relação de cointegração de cada equação a ser estimada. A estimação das quatro relações de longo prazo (as equações (17), (18), (19) e (27)²⁴, com suas respectivas extensões) foi realizada com base nas especificações empíricas detalhadas abaixo.

A relação (17), que traduz a equação de demanda por moeda, foi estimada por meio do modelo empírico conforme a representação *ARDL* apresentada a seguir:

²¹ Optou-se pela utilização do teste de normalidade de *Jarque-Bera* a um nível de 5% de significância.

²² Ivanov e Kilian (2005) reforçam a superioridade do desempenho do critério de informação de *Hanna Quinn* para a seleção da ordem dos modelos *VAR*, com relação aos demais critérios de informação (especialmente para dados trimestrais e/ou mensais para amostras inferiores a 240 períodos). Os autores salientam que o critério de informação de *Schwarz* também apresenta resultados satisfatórios para amostras pequenas (ambos os critérios são consistentes, em oposição ao critério de informação de *Akaike*).

²³ Veja Pesaran e Shin (1995,1999) e Pesaran et al. (2001) para uma discussão completa sobre a abordagem de cointegração por meio do modelo *ARDL* e a estratégia de tratamento do problema de endogeneidade e autocorrelação serial.

²⁴ Em todas as representações do *ARDL* as variáveis explicativas em nível defasadas representam a relação de longo prazo com a variável dependente. Os termos em diferença representam a relação de curto prazo entre os regressores e a variável dependente.

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & C_0 + \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 \pi_{t-1} + \Pi_3 SELIC_{t-1} + \Pi_4 SWAP_di_{t-1} + \Pi_5 DCJ_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \Delta m_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \delta_i \Delta \pi_{t-i} + \rho_i \Delta SELIC_{t-i} + \Phi_i \Delta SWAP_di_{t-i} + \psi_i \Delta DCJ_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (35)$$

A relação (18), que retrata a curva IS de longo prazo, foi estimada por meio do modelo empírico definido pela representação *ARDL* a seguir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & C_0 + C_t + \Pi_1 \pi_{t-1} + \Pi_2 SELIC_{t-1} + \Pi_3 spot_{t-1} + \Pi_4 ibov_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \delta_i \Delta \pi_{t-i} + \rho_i \Delta SELIC_{t-i} + \kappa_i \Delta spot_{t-i} + \varphi_i \Delta ibov_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (36)$$

A relação (19), que espelha a função de reação do Banco Central, foi estimada por meio do modelo empírico definido pela equação (32) conforme a representação *ARDL* definida a seguir:

$$\begin{aligned} \Delta SELIC_t = & C_0 + \Pi_1 \pi_{t-1} + \Pi_2 (y_t - \alpha_t)_{t-1} + \Pi_3 (\pi_t - \pi^*)_{t-1} + \Pi_4 spot_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \rho_i \Delta SELIC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta (y_t - \alpha_t)_{t-i} + \delta_i \Delta (\pi_t - \pi^*)_{t-i} + \kappa_i \Delta spot_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (37)$$

A relação (27), que descreve a Paridade Coberta dos Juros, foi estimada por meio do modelo empírico definido pela representação *ARDL* a seguir:

$$\begin{aligned} \Delta SELIC_t = & C_0 + \Pi_1 spot_{t-1} + \Pi_2 futuro_{t-1} + \Pi_3 embi_{t-1} + \Pi_4 TBILL_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \rho_i \Delta SELIC_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \kappa_i \Delta spot_{t-i} + \eta_i \Delta futuro_{t-i} + \Phi_i \Delta embi_{t-i} + \theta_i \Delta TBILL_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (38)$$

Em que os termos c_0 e c_{it} denotam o intercepto e uma tendência linear, respectivamente.

O procedimento de seleção e estimação do modelo *ARDL* contemplou três etapas:

- I. Primeiramente, foi selecionado o número das defasagens a serem utilizadas nas estimações recorrendo-se aos critérios de informação de *Hanna Quinn*. Considerou-se um número máximo inicial de cinco defasagens, por encerrar uma estrutura suficientemente rica em informações.
- II. O segundo passo consistiu na definição da existência de uma relação de cointegração por meio da estatística F e t do *Bounds test*. Para a estatística F considerou-se os valores críticos disponibilizados por Narayan (2005), para amostras inferiores a 80 observações e os valores assintóticos tabulados por Pesaran et al. (2001), para os demais casos. Para a estatística t foram empregados os valores críticos gerados por Pesaran et al. (2001). Quanto à inclusão das constantes e do termo de tendência nos modelos, seguiu-se o mesmo procedimento adotado para a metodologia *VEC*.
- III. Após a definição do número de defasagens e da confirmação da existência da relação de cointegração, os modelos *ARDL* foram estimados e testados quanto à ausência de estabilidade, por meio dos testes de *Cumsum* e *Cumsum squared*. Aqueles que apresentaram coeficientes instáveis, a um nível de 5% de significância, foram descartados e substituídos por outros. A seleção do número de defasagens baseou-se no critério de informação de *Hanna Quinn*²⁵.

3.4 Estimação da Função de Reação do Banco Central pela Abordagem VAR

O modelo de autorregressão vetorial (*VAR*) é uma extensão do modelo autorregressivo (*AR*) para o caso multivariado. É um modelo multiequacional composto por uma equação para cada variável, onde cada equação é função de valores defasados daquela variável e de valores defasados das outras variáveis do sistema. O modelo *VAR* pode ser representado por:

$$W_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i W_{t-i} + \varepsilon_t \quad (39)$$

²⁵ Com o objetivo de obter os valores dos parâmetros robustos a heterocedasticidade e autocorrelação serial, as estimativas *ARDL* foram realizadas com a especificação da matriz individual de variância-covariância dos coeficientes *HAC – Newey West (heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance)*, com a opção *Bartlett* para a função *Kernel* (Andrews (1991), Andrews e Monahan (1992) e Newey e West (1987, 1994)) de estimação da densidade espectral de frequência zero dos “*prewhitened residuals*”, por meio da utilização do método de largura de banda *Newey-West Automatic* (Newey e West (1994)). Optou-se pela inclusão de até uma defasagem na geração dos “*prewhitened residuals*”, considerando os resultados obtidos em experimentos de Monte Carlo com séries temporais econômicas por Andrews e Monahan (1992) e Newey e West (1994). No entanto, ressalta-se que a seleção do número de defasagens por meio da utilização dos critérios de informação de *Akaike* e *Schwarz*, conforme recomendado por Haan e Levin (1997), apresentou resultados qualitativamente e quantitativamente similares.

Onde o erro $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \Omega)$, W_t é o vetor de variáveis endógenas do sistema e φ_i representa uma matriz de coeficientes.

A estimação da relação (19), que traduz a função de reação do Banco Central, foi realizada com base no modelo empírico (32), excluindo-se o componente de longo prazo que contém as relações de cointegração. Ademais, foram adicionados o índice de preços das *commodities*, a expectativa inflacionária e a taxa de câmbio a vista, seguindo a estratégia metodológica adotada por Mishkin (2010), Clarida et al. (2001) e Chadha et al. (2003). A inclusão dessas variáveis na função de reação do Banco Central objetiva investigar a ocorrência do *price puzzle* e as possíveis alterações ocorridas no mecanismo de transmissão monetária durante o período investigado

Os vetores das variáveis endógenas (e a ordem utilizada na estimação das funções impulso resposta ortogonalizadas) empregados na estimação da função de reação do Banco Central são apresentados a seguir²⁶:

- 1) *Primeira relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), SELIC_t)$
- 2) *Segunda relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), pcom_t, SELIC_t)$
- 3) *Terceira relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, SELIC_t)$
- 4) *Quarta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, pcom_t, SELIC_t)$
- 5) *Quinta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), SELIC_t, spot_t)$
- 6) *Sexta relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), EIPCA_{t+12}, SELIC_t, spot_t)$
- 7) *Sétima relação*: $W_t = ((y_t - y_t^n), (\pi_t - \pi^*), pcom_t, SELIC_t, spot_t)$

Em que, y_t denota o PIB real em moeda doméstica (janeiro de 2000 = 100) acumulado em 12 meses, π_t representa a taxa de inflação medida pelo IPCA acumulada em 12 meses, $SELIC_t$ é a taxa *SELIC* acumulada em 12 meses, π^* é a meta inflacionária anual definida pelo CMN (Conselho Monetário Nacional), $pcom_t$ denota a taxa de variação dos preços internacionais das *commodities* acumulada em 12 meses, $EIPCA_{t+12}$ mensura a expectativa da inflação anual doze meses a frente e $spot_t$ é a cotação média do Dólar comercial compra e venda à vista de fim de período (R\$/US\$). Por fim, o produto real descontado por uma tendência linear, $(y_t - y_t^n)$, procura mensurar o hiato do produto²⁷.

²⁶ A estimação dos modelos foi realizada com dados mensais, considerando o período de 2003: M7 a 2016: M12. A seleção da data inicial deveu-se a indisponibilidade de dados para as variáveis empregadas na estimação do *FAVAR* para períodos anteriores. Como nesse estudo a estimação pela metodologia *VAR* possui como objetivo a análise conjunta com o *FAVAR*, optou-se por não se considerar o período compreendido entre 2000: M01 e 2003: M06. O método de *Choleski* foi empregado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo, garantindo a ortogonalidade dos erros.

²⁷ Será utilizado o filtro de *Hodrick-Prescott* na obtenção do hiato do produto com parâmetro de suavização de 129600, visto que os dados empregados nas estimações serão mensais (RAVN; UHLIG, 2002). Goodhart et al. (2005), Chadha et al. (2003), Favero et al. (2005) utilizam esse filtro na obtenção do hiato do PIB em suas pesquisas.

A ordenação das variáveis seguiu o critério de exogeneidade à semelhança do procedimento adotado na metodologia *VEC*. Dessa maneira, o produto não responde contemporaneamente as demais variáveis, visto que as decisões de produção e seu efeito sobre o produto final ocorrem com alguma defasagem, que é superior à ordem mensal adotada nesse estudo. A inflação, a expectativa inflacionária e o preço das *commodities* são afetados contemporaneamente somente pelo nível do produto, considerando a rapidez de ajuste dos preços as alterações na oferta e demanda. A taxa *SELIC* responde contemporaneamente ao produto, ao preço das *commodities*, a inflação e a expectativa inflacionária. Por fim, a taxa de câmbio *spot* responde a todas as outras variáveis contemporaneamente, devido ao seu caráter dinâmico. Com relação a seleção do modelo *VAR* considerou-se os estágios descritos a seguir:

- I. Primeiramente, foi selecionado o número das defasagens a serem utilizadas nas estimações recorrendo-se aos critérios de informação²⁸ e a estatística LR (*Likelihood Ratio*). Foi considerado um número máximo inicial de 10 defasagens, por encerrar uma estrutura rica em informações.
- II. Em seguida os modelos *VAR* foram estimados e testados quanto à presença de autocorrelação serial e a condição de estabilidade²⁹. Aqueles que apresentaram autocorrelação ou problema de estabilidade foram descartados e substituídos por outros, com o número de defasagens selecionado pelos critérios de informação. Na ocorrência de resultados conflitantes entre as estatísticas e os critérios de informação empregados na seleção do número de defasagens, utilizou-se como procedimento de decisão o teste de normalidade dos resíduos e o critério de *Hanna Quinn*.

3.5 Estimação da Função de Reação do Banco Central por meio do *Factor Augmented VAR*

As metodologias *VEC*, *VAR* e *ARDL* originais assumem que a dinâmica da macroeconomia pode ser resumida por um conjunto pequeno de indicadores econômicos. No entanto, os conceitos de interesse verdadeiro para a autoridade monetária, como o nível de atividade real e da inflação, não são capazes de serem medidos perfeitamente pelos indicadores econômicos individualmente. Os Bancos Centrais consideram literalmente um conjunto mais amplo de variáveis. Neste contexto, a estimação requereria o reconhecimento de um número potencialmente maior de indicadores macroeconômicos, que representariam mais acuradamente o estado

²⁸ *Akaike Information Criterion (AIC)*, *Schwarz Bayesian Criterion (SBIC)*, *Hanna Quinn (HQIC)*.

²⁹ Os testes de autocorrelação verificam a presença de correlação serial de segunda ordem nos resíduos considerando-se 5% de nível de significância. A condição de estabilidade foi avaliada por meio da identificação da presença dos autovalores fora do círculo unitário.

verdadeiro da economia, o que poderia ser obtido por meio da utilização do *FAVAR* (BERNANKE et al.,2005; MISHKIN et al.,2010). Ademais, conforme argumentado por Boivin e Giannoni (2006), a representação da dinâmica de algumas variáveis macroeconômicas fundamentais (inflação e nível de atividade, por exemplo), por meio de apenas um indicador (um índice de preços e o produto interno bruto, por exemplo), seria insuficiente devido a existência de erros de medida e outros problemas estatísticos.

A omissão de variáveis relevantes conduz a estimativas viesadas e ao possível surgimento de resultados não condizentes com o preconizado pela teoria econômica, como o *price*, o *liquidity* e o *exchange rate puzzles*. Sims et al. (1992) e Mishkin et al. (2010) salientam que uma possível solução para os *puzzles* estaria associada ao controle de variáveis, como a expectativa de inflação e os preços das *commodities*. Taylor (2001) reforça a importância assumida pela taxa de câmbio dentro do mecanismo de transmissão da política monetária, considerando-se os movimentos realizados pelos Bancos Centrais nas taxas de juros de curto prazo e nos agregados monetários.

Nessa linha, Svensson (1998) e Ball (1999) incorporam a taxa de câmbio como variável explicativa em seus modelos de determinação da regra de política monetária a ser adotada em economias abertas financeiramente. Por outro lado, Bernanke et al. (2005) enfatizam que a utilização do *FAVAR* seria a solução mais adequada para resolver o *price puzzle*, visto que os fatores latentes extraídos de um conjunto grande de indicadores econômicos representariam com maior precisão o ambiente de tomada de decisões da autoridade monetária. Ademais, essa estratégia seria mais eficiente do que a inclusão de variáveis de forma *ad hoc* na equação de reação do Banco Central, com o objetivo de solucionar os demais *puzzles* encontrados (BERNANKE et al., 2005).

O *FAVAR* é uma extensão do modelo *VAR* adequado para aplicações a um conjunto grande de variáveis e será aplicado também na estimação da equação (19). De acordo com Bernanke et al. (2005), o *FAVAR* pode ser entendido por meio da representação a seguir:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (40)$$

Onde Y_t é um vetor $M \times 1$ de variáveis observáveis, F_t representa um vetor $K \times 1$ de fatores não observáveis que sumarizam um conjunto de informações não capturados por Y_t , $\Phi(L)$ é um polinômio com defasagens finitas e v_t denota um termo de erro com média zero e matriz de covariância Q .

Conforme enfatizado por Bernanke et al. (2005), o pressuposto mais adequado referente a estrutura dos dados do modelo da equação de reação do Banco Central, seria o de que tanto a

autoridade monetária como os pesquisadores observam apenas o instrumento de política monetária (a taxa de juros nominal) e um conjunto grande de indicadores econômicos com imperfeições. Primeiro, devido ao procedimento de revisões pelo qual os dados macroeconômicos estão sujeitos. Segundo, pelo fato do conceito teórico das variáveis não condizerem precisamente com as séries de dados dos indicadores disponíveis. Dessa forma, nesse estudo, o vetor Y_t conterá somente a variável *SELIC*, que é o instrumento de política monetária empregado pelo Banco Central e as demais variáveis serão utilizadas na estimação dos fatores latentes.

A equação (40) é um VAR em (F'_t, Y'_t) , e não pode ser estimada diretamente devido a existência dos fatores não observáveis, F_t . A estimação do modelo é conduzida por meio da aplicação da análise fatorial, conforme proposto por Stock e Watson (2002). Nesse caso, os fatores são interpretados como variáveis latentes, que representam uma característica marcante dos dados. O objetivo é identificar os fatores e relacioná-los com as variáveis originais. Assim, considerando X_t um vetor $N \times 1$ de variáveis, onde $N \gg K + M$, relacionado tanto com Y_t quanto com F_t temos:

$$X_t = A^f F_t + A^y Y_t + e_t \quad (41)$$

Em que A^f é uma matriz $N \times K$ de cargas fatoriais, A^y é uma matriz $N \times M$ e o vetor $N \times 1$ de termos de erro possui média zero, sendo permitido a existência de um pequeno grau de correlação cruzada que se extinguisse com o aumento de N (Stock e Watson, 2002). O conjunto de variáveis a serem incluídas no vetor X_t compreende as informações utilizadas pelo Banco Central na definição da taxa *SELIC* (são 63 variáveis, conforme apresentado nos APÊNDICES X, Y e Z).

A estratégia de estimação da equação de reação do Banco Central pelo *FAVAR* consistiu na utilização da metodologia dos dois estágios proposto por Bernanke et al. (2005), que é baseado em um método não paramétrico de obtenção do espaço abrangido pelos componentes comuns, $C_t = (F'_t, Y'_t)$. O procedimento visa utilizar um conjunto de fatores comuns, que representa as dimensões latentes dos indicadores incluídos no modelo, como variáveis explicativas em um VAR, onde o regressando é a taxa de juros de curto prazo definida pela Autoridade Monetária.

No primeiro estágio, C_t é estimado usando $K + M$ componentes principais de X_t , definido como C_t^* . É importante mencionar que o primeiro estágio não explora o fato de Y_t ser observado. No entanto, conforme demonstrado por Stock e Watson (2002), quando N é grande e o número de componentes principais empregados é no mínimo igual ao número de fatores verdadeiros, o método de componentes principais é capaz de representar o espaço encerrado tanto por F_t quanto por Y_t . Como C_t^* corresponde a uma combinação linear de seus argumentos, a estimação de F_t^*

envolve a determinação da parte de C_t^* que não é abrangido por Y_t . No segundo estágio, estima-se a equação (41) pelo método padrão do VAR, onde F_t é substituído por F_t^* .

A função de reação do Banco Central, estabelecida pela equação (19), será estimada considerando um conjunto amplo de indicadores econômicos e a taxa *SELIC* como variável perfeitamente observável.

A seleção do modelo *FAVAR* iniciou-se com a extração dos fatores comuns por meio da técnica dos componentes principais, considerando o conjunto de 63 variáveis apresentadas nos APÊNDICES X, Y e Z³⁰. Com relação a ordenação das variáveis, seguiu-se a estratégia de identificação de Bernanke et al. (2005). O conjunto de variáveis foi dividido em dois grupos: 1) *Slow-moving*, que não respondem contemporaneamente aos choques não antecipados da política monetária (produção industrial, capacidade instalada, etc.); e 2) *Fast-moving*, que respondem contemporaneamente aos choques monetários (preços dos ativos, câmbio, etc.). Em seguida, o número de fatores comuns foi selecionado considerando-se o grau de explicação da variância dos dados e a adequabilidade dos constructos obtidos. Por último, o número de dez defasagens foi escolhido na estimação do modelo (o mesmo número utilizado na seleção inicial do VAR)³¹.

3.6 Definição dos Períodos de Estimação e Fonte de Dados

As quatro relações econômicas apresentadas nas subseções anteriores foram estimadas por meio das metodologias *VEC* e *ARDL*, com dados mensais para três períodos distintos³²: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a dezembro de 2016. Já as estimações geradas pelas metodologias *VAR* e *FAVAR* (função de reação do Banco Central) foram realizadas com dados mensais, compreendendo os períodos de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a dezembro de 2016³³, conforme mencionado na seção anterior.

Os dados utilizados para fins de análise são de natureza secundária. O PIB e o IPCA são medidos mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O estoque de M3 e a taxa de Dólar *spot* são ambos registrados pelo Banco Central e disponibilizados por meio de suas notas e boletins. Já a taxa *SELIC* é computada pelo Departamento de Operações de

³⁰ O conjunto compreende os indicadores potencialmente utilizados pelo Banco Central na definição da *SELIC* e é formado por 63 variáveis conforme apresentado nos APÊNDICES X, Y e Z. Boivin e Ng (2006) identificaram que a extração de fatores comuns de um conjunto pequeno de variáveis (em torno de 40 séries temporais) apresentou resultados satisfatórios, e marginalmente melhores, quando comparado a um conjunto mais extenso (147 séries).

³¹ Bernanke et al. (2005) empregaram treze defasagens, Shibamoto (2007) estima um modelo *FAVAR* com dez defasagens para o Japão com dados mensais de 1988: M11 a 2001: M2.

³² A adoção do câmbio flutuante ocorreu em 1999, no entanto, não foram encontradas informações de todas as variáveis utilizadas para anos anteriores a 2000.

³³ A seleção da data inicial de estimação deveu-se a ausência de dados para períodos anteriores.

Mercado Aberto do Banco Central do Brasil (DEMAB). A taxa do Swap DI X Pré-fixada de 360 dias, o índice Ibovespa e o Dólar futuro são registrados diariamente pela BMF Bovespa. A taxa de câmbio real médio bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos é calculada mensalmente pelo IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). O índice de risco país *Embi+* é gerado diariamente pelo Banco JP Morgan e o *Treasury Bill Rate* é divulgado pelo *Federal Reserve* dos Estados Unidos.

O conjunto de variáveis empregadas na estimação pelo método *FAVAR* são englobados em três esferas distintas: 1) Produto Real, Emprego e Renda; 2) Taxa de Juros, Moeda, Câmbio e Ações e; 3) Nível de Preços. A estimação dos modelos foi realizada com dados mensais das 64 variáveis empregadas. O APÊNDICE 5 (Tabelas 5.1, 5.2 e 5.3) apresenta as séries que foram obtidas junto as seguintes instituições: Instituto Brasileiro de Siderurgia (IBS), Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, Pesquisa e Desemprego (Fundação SEADE), Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), Associação Brasileira das Entidades do Mercado Financeiro e de Capitais (ANBIMA), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Fundo Monetário Internacional (FMI).

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O capítulo 3 apresentou a metodologia empregada no teste da hipótese e na investigação dos objetivos geral e específicos determinados nesse estudo. As próximas seções sumarizam os resultados encontrados na investigação do grau de abertura financeira e do mecanismo de transmissão da política monetária pelas abordagens *VEC*, *ARDL*, *VAR* e *FAVAR*. Na primeira seção deste capítulo são levantados os principais resultados empíricos obtidos por meio das metodologias *VEC* e *ARDL*. Na seção seguinte, são discutidos os valores encontrados pelas metodologias *VAR* e *FAVAR*.

4.1 Análise do Mecanismo de Transmissão da Política Monetária pela Abordagem *VEC* e *ARDL*

Preliminarmente à exposição dos resultados, a subseção a seguir apresenta os testes de raízes unitárias das variáveis empregadas nesse estudo e o grau de ajustamento dos modelos estimados pelas metodologias *VEC* e *ARDL*. Posteriormente, sumariza-se a influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Por último, discute-se o efeito dos choques de política monetária e dos canais de transmissão na economia brasileira, por meio das funções impulso resposta obtidas pela metodologia *VEC*.

4.1.1. Testes de Estacionariedade e o Grau de Ajustamento dos Modelos Estimados

Inicialmente efetuou-se os testes de raízes unitárias, com o objetivo de identificar se as séries são estacionárias em nível. Cinco testes foram utilizados nessa avaliação: *ADF* (Dickey e Fuller (1979), o *Dickey Fuller* modificado por meio da transformação dos dados pelo método dos mínimos quadrados generalizados (*DF-GLS*), Phillips e Perron (1988), *KPSS* (KWIATKOWSKI, PHILLIPS; SCHMIDT; SHIN, 1992) e Perron (1997)³⁴. Baseado no APÊNDICE D, é possível inferir que as variáveis não são estacionárias em nível, à exceção da inflação mensal e acumulada em 12 meses, da *SELIC* acumulada em 12 meses, da taxa *TBILL*, do DCJ, do Hiato do PIB e do Índice de Preços das *Commodities*. O APÊNDICE E confirma a estacionariedade de todas as séries temporais em primeira diferença (ausência de séries I (2)).

Como parte integrante do procedimento estatístico de estimação do modelo *VEC*, o APÊNDICE F apresenta as estatísticas dos testes de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange) e de normalidade dos resíduos (*Jarque Bera*). Constatou-se que todos os modelos atenderam ao

³⁴Os critérios de informação de *Hanna Quinn e Schwarz* foram empregados na definição do número de defasagens (limitado a um número máximo de 6 *lags*). O teste de Perron (1997) considera a possível existência de quebras estruturais nas séries temporais.

pressuposto de inexistência de autocorrelação serial de ordem 1 e 2, à exceção do resultado obtido para a equação 4 para o terceiro período. Portanto, os valores obtidos para essa equação deverão ser analisados com cautela, no que tange ao último intervalo examinado por esse trabalho.

Quanto à normalidade dos resíduos, o excesso de curtose foi o principal motivo que determinou a ausência de normalidade em alguns modelos. A possível presença de efeitos *ARCH* nos resíduos não foi testada. No entanto, visto que a análise de cointegração é robusta à presença de heterocedasticidade condicional e ao excesso de curtose³⁵, deu-se prosseguimento à estimação das relações (GONZALO, 1994). Todos os modelos estimados passaram no teste da condição de estabilidade dos autovalores (ausência de raízes fora do círculo unitário).

No APÊNDICE G são apresentados os valores da probabilidade (p-valor) dos testes de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange), de heterocedasticidade (*ARCH*) e normalidade dos resíduos (*Jarque Bera*), dos modelos estimados por *ARDL*. Ressalta-se que os coeficientes estimados por essa metodologia são robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade, (optou-se pela utilização da matriz de *Newey-West* na geração dos erros padrões dos estimadores). Nos APÊNDICES H, I, J e K são apresentados os testes de estabilidade dos parâmetros estimados por *ARDL* (*Cumsum e Cumsum squared*). Identificou-se que todos os modelos apresentaram estabilidade dos coeficientes estimados a um nível de 5% de significância, a exceção da estimação da equação da Paridade Coberta dos Juros para o último período. Dessa forma, os resultados obtidos para essa equação deverão ser analisados com cautela, no que tange ao último intervalo investigado por esse trabalho.

4.1.2. A Influência do Grau de Abertura Financeira e os Coeficientes de Longo Prazo

A relação de cointegração apresentada na Tabela 1 a seguir destaca os valores encontrados na estimação da equação de demanda por moeda, conforme o modelo empírico estabelecido na equação (29)³⁶. O estoque de moeda associa-se positivamente com o produto real e negativamente com a inflação nos três primeiros períodos (quando estatisticamente significativo), o que está de acordo com o a teoria econômica e o encontrado por Juselius e Toro (2005) para a Espanha e Oskooee et al. (2002) para Hong Kong (nesse caso a relação de longo prazo encontrada contemplou somente o nível de produto). Nesse sentido, uma elevação do produto afetaria

³⁵ De acordo com Juselius (2006) e Johansen et al. (2010), a ausência de normalidade residual não afeta seriamente os resultados nos modelos *VAR/VEC*, especialmente quando motivado pelo excesso de curtose. O pressuposto essencial seria a presença de resíduos distribuídos independentemente e identicamente.

³⁶ Os valores apresentados nas tabelas para a metodologia *VEC* referem-se ao vetor de cointegração encontrado, portanto, torna-se necessário a inversão dos sinais dos coeficientes apresentados para a avaliação das relações de longo prazo estabelecidas. As relações de longo prazo apresentadas para a metodologia *VEC* referem-se a primeira relação de cointegração encontrada no processo de estimação.

positivamente a demanda por moeda pelo motivo transação e um aumento da inflação reduziria a demanda por moeda devido ao impacto do custo de oportunidade de manter o estoque de ativo monetário.

Com relação à *SELIC*, o sinal do coeficiente no primeiro período foi negativo, positivo para o segundo, e apresentou resultados inconclusivos para o terceiro termo (pela metodologia *VEC* o sinal foi negativo, e positivo pelo *ARDL*). A resposta da *SELIC* reforça o comportamento distinto da economia brasileira nos três períodos analisados, revelando a importância do objetivo III deste estudo. Ressalte-se que uma parte significativa dos meios de pagamento contemplados pelo M3 é formada por ativos de curto prazo com retornos referenciados na *SELIC*. Dessa maneira, uma elevação da taxa de juros seria um incentivo para um aumento da demanda por títulos atrelados a *SELIC*, o que afetaria positivamente a demanda por moeda. Esse resultado alinha-se a abordagem financeira para a demanda por moeda revelada por Ragot (2010). O autor aponta para o surgimento de um novo *puzzle* para as teorias que vinculam a procura por moeda sendo determinada majoritariamente pela demanda por consumo. Ragot (2010) salienta que o surgimento do *puzzle* estaria associado a maior similaridade encontrada entre a distribuição (trajetória) dos ativos financeiros e da quantidade de moeda, quando comparado com os gastos com consumo.

Adicionalmente, vale ressaltar que o primeiro período analisado compreendeu um estágio de grande turbulência da economia brasileira, com elevação do risco país, da taxa de juros (a *SELIC* atingiu o seu ponto máximo para o período analisado pelo estudo) e uma elevada depreciação cambial. Nesse contexto, não obstante a estratégia de elevação da *SELIC*, o Banco Central não conseguiu evitar totalmente a fuga de capital estrangeiro, que se refletiu em uma redução da demanda por M3 e em uma elevada depreciação cambial. Por outro lado, um aumento da *SELIC* estaria associado a uma redução da demanda por M3, devido ao seu efeito positivo sobre a rentabilidade dos demais ativos (via redução dos preços dos títulos privados e ações, por exemplo), que mais do que compensaria a elevação da taxa de juros. A reorganização do portfólio realizada pelos agentes se traduziria pelo aumento dos investimentos em ativos como ações, imóveis e títulos privados de longo prazo, e pela redução da quantidade de recursos aplicados em M3.

Outro canal pelo qual um incremento da *SELIC* poderia afetar a demanda por moeda se manifesta por meio do efeito riqueza. Imediatamente após o aumento da taxa básica de juros, os agentes passariam a auferir um retorno maior do M3, o que serviria como um incentivo para diversificação de seu portfólio, por meio da redução do seu estoque de M3 e aquisição de outros ativos não incluídos nessa modalidade de agregado monetário. Juselius (1998) encontra uma

relação de cointegração tanto positiva quanto negativa entre a taxa básica de juros e a quantidade de moeda para a Alemanha, a Dinamarca e a Itália, (dependendo do período avaliado), sustentando os resultados desse estudo.

Tabela 1: Equação da Demanda por Moeda

Variável	Jan/2000 a jun/2003		Jul/2003 a jun/2008		Jul/2008 a Dez/2016	
	VEC	ARDL	VEC	ARDL	VEC	ARDL
M3	1	1	1	1	1	1
PIB	-1,1010***	0,5432#	-2,0860***	2,0533***	-2,5661***	2,0510***
Inflação	5,5048***	-8,4575**	17,4597***	-17,0971***	54,7787***	-47,2316***
DCJ	0,4855***	0,0849#	7,8288***	-1,2480#	5,9739* ³⁷	3,0043*
Swap DI X PRE 360	-12,1496***	11,0829***	1,1098#	6,4257#	-137,9009***	-0,6237#
SELIC	23,4562***	-16,4864***	-12,7900**	7,1379*	64,7333*	48,6563*
Constante	-1,3533	-	3,5090	-	6,3235	-
Defasagens	3	(1,0,0,1,1,1)	3	(1,3,1,0,0,4)	3	(1,3,0,0,1,2)
R²	69,17%	65,71%	86,73%	57,53%	62,90%	62,12%

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

Com relação ao sinal do coeficiente da taxa do Swap di x pré de 360 dias, conforme a Tabela 1, os valores encontrados não se apresentaram em linha com o postulado pela teoria econômica (quando estatisticamente significativo). Esta última afirma que uma elevação das taxas de juros de longo prazo implicaria em uma redução da demanda por moeda, motivado pelo aumento do custo de oportunidade de reter ativos monetários. Adicionalmente, utilizou-se o retorno de fundos de investimento em ações (como *proxy* para o custo de oportunidade de se manter o M3) em substituição a variável Swap di x pré de 360 dias, no entanto, não foi encontrado uma relação de cointegração.

Quanto a variável DCJ, a relação negativa encontrada para os três períodos (no caso do modelo VEC) revela o potencial papel do fluxo de capital estrangeiro na demanda por moeda doméstica, e por conseguinte no mecanismo de transmissão da política monetária. Os valores encontrados corroboram os resultados obtidos por Unsal e Chandra (2014), que investigam a influência de variáveis externas sobre o mecanismo de transmissão da política monetária de um

³⁷ O DCJ foi estatisticamente significativo a um nível de 12% de significância, no entanto, observa-se que o coeficiente do DCJ é estatisticamente significativo a um nível de 1% de significância quando restringimos o período estimado entre julho de 2008 e dezembro de 2014, (coeficiente de 9,3805) e julho de 2008 a dezembro de 2015 (coeficiente de 9,7874). O coeficiente do DCJ não foi estatisticamente significativo nos dois primeiros períodos na estimação realizada pela metodologia ARDL e apesar de apresentar um sinal positivo no terceiro período, foi marginalmente significativo. Ademais, o coeficiente do DCJ apresentou valores instáveis quando realizou-se a estimação considerando-se o período julho de 2008 a dezembro de 2015 e 2014, respectivamente. Dessa forma, optou-se por priorizar os valores obtidos pelo modelo VEC na avaliação do DCJ.

conjunto de países emergentes da Ásia (China, Índia, Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Taiwan e Tailândia). Os autores utilizam as metodologias do VAR estrutural e do Modelo de Fatores Dinâmicos Generalizados, considerando o período 2005 a 2011. Encontra-se evidência de que 40% das alterações nas taxas de juros de longo prazo são explicadas pelos fatores externos e o restante pelos domésticos. No entanto, os autores ressaltam que apesar do fluxo de capital externo enfraquecer a conexão existente entre a taxa de juros de curto prazo doméstica e a de empréstimo privado, o mecanismo de transmissão monetária ainda se mantém operacional. Por último, Unsal e Chandra (2014) salientam que a influência dos fatores externos é menor nas economias com um menor grau de integração financeira, como a Chinesa.

Offermanns et al. (2017) também encontram evidências que confirmam a relevância do fluxo internacional de capitais sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, estando em linha com os resultados obtidos nesse trabalho. Os autores estimam um VAR Global, compreendendo o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2014, para um conjunto de 19 economias emergentes e 16 países industrializados. Centra-se a atenção no efeito das políticas monetárias não convencionais, adotadas pelo FED dos EUA, sobre o mecanismo de transmissão monetária das demais economias, por meio da identificação dos fluxos internacionais de capital. Offermanns et al. (2017) encontram evidência de que um choque expansionista na política monetária norte americana eleva o fluxo de capital entrante, reduz a taxa de juros doméstica e afeta positivamente o crescimento do PIB dos países emergentes.

Arize et al. (1990) encontram um resultado positivo entre o grau de mobilidade de capital e a demanda por moeda para quatro dos sete países da África avaliados, confirmando os resultados do presente estudo. Por último, Karras (1999) identifica que, quanto maior o grau de abertura da economia, menor é o efeito de uma alteração da oferta de moeda sobre o produto.

Os resultados detectados nesse estudo revelam a importância para o Banco Central em considerar o aumento na quantidade demandada por M3, motivado pela entrada de capital externo, como consequência da elevação do nível de abertura financeira da economia. Nesse sentido, encontra-se evidência de que quanto maior o grau de abertura financeira da economia (menor o DCJ), maior será a demanda por M3 motivada pela entrada de capital estrangeiro. Esse influxo é capaz de afetar não somente a taxa de juros de curto prazo, por meio da elevação da procura por ativos monetários, mas também os demais canais da política monetária. A taxa de juros de longo prazo é afetada pelo movimento na taxa de juros de curto prazo, por meio da estrutura a termo da taxa de juros, potencialmente afetando a demanda agregada (investimento e consumo). O comportamento da taxa de câmbio à vista repercutirá o aumento da demanda por moeda

doméstica, através de um movimento de apreciação cambial, com um efeito negativo potencial sobre o nível das exportações líquidas.

O canal do preço dos ativos é afetado pelas alterações na dinâmica da economia, o resultado final é impreciso e dependerá da reorganização dos portfólios de investimento realizada pelos agentes. Como o DCJ é uma medida que busca captar as barreiras à mobilidade de capital, incluindo o risco país, o efeito de uma redução do DCJ sobre o canal do crédito é positivo. Em especial, uma redução do DCJ implica em um menor nível de barreiras à mobilidade de capital, facilitando a obtenção de empréstimos externos por parte dos bancos e firmas domésticas. Por último, o impacto do DCJ sobre as expectativas dos agentes é impreciso e dependerá do comportamento das demais variáveis da economia.

Dessa maneira, aceitou-se a hipótese levantada nesse estudo, de que o aumento do grau de abertura financeira elevou a demanda por moeda e afetou o mecanismo de transmissão da política monetária da economia brasileira durante o período de metas de inflação. Uma política monetária somente será eficaz quando considerar o seu reflexo sobre o movimento de capital estrangeiro. É importante observar que a influência do grau de abertura financeira da economia brasileira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária foi superior quantitativamente nos dois últimos períodos (7,8288 e 5,9739) em relação ao primeiro (0,4855). Baseado no comportamento das variáveis do DCJ, do *Embi+*, da *SELIC*, do Dólar *spot* e da Inflação, apresentados nas Figuras de 1 a 8 do APÊNDICE 1, observa-se que:

1. Nos momentos marcados por maior instabilidade econômica, caracterizados por uma elevação do risco país, da taxa de juros, do DCJ e por um aumento da depreciação cambial, o efeito do grau de abertura financeira da economia sobre a demanda por M3 apresenta menor magnitude. Conforme ressaltado na seção 1 desse estudo, é possível identificar três períodos distintos da economia brasileira. No primeiro termo, o coeficiente do DCJ encontrado foi menor do que nos demais períodos, mesmo na presença de uma elevação do DCJ até o primeiro semestre de 2003. Uma possível explicação para os resultados obtidos estaria associada à percepção de risco por parte dos agentes estrangeiros. O período de janeiro de 2000 a junho de 2003 foi marcado por um nível crescente e recorde do índice *Embi+*. Nesse contexto, a elevação do DCJ não se traduziu em uma redução da demanda por M3, nos patamares encontrados a partir de julho de 2003. Em especial, é possível observar que o fluxo de capital externo para a economia brasileira foi influenciado pela aversão ao risco do investidor estrangeiro, capturado pelo alto patamar do índice *Embi+*. Nesse contexto, uma redução do DCJ elevaria a demanda por M3 em um patamar substancialmente inferior

aos demais intervalos investigados por esse estudo. Esse resultado caracteriza o comportamento distinto do DCJ durante o período de metas de inflação e reforça a importância dos objetivos I e III estabelecidos para esse estudo.

2. O DCJ apresentou um comportamento distinto nos três períodos analisados, o que ressalta a importância da proposição do objetivo I desse trabalho. Até junho/2003 testemunhou-se uma grande volatilidade no Diferencial Coberto dos Juros. Entre julho/2003 e junho/2008 o DCJ permaneceu próximo de zero e com um comportamento estável (esse período foi acompanhado por reduções constantes da *SELIC*, elevações do *Treasury Bill Rate* e por apreciações cambiais). Por último, observou-se uma elevação da volatilidade do DCJ a partir de julho/2008 até dezembro/2016. Esse período foi marcado por uma reação inicial de redução da *SELIC* e de apreciação cambial. No entanto, a partir de 2012/2013 esse cenário foi revertido pela presença de elevações da taxa de juros, seguido por um movimento de forte depreciação cambial, acompanhado por uma taxa do *Treasury Bill Rate* próxima de zero.
3. Buscando investigar o impacto das grandes transformações testemunhadas pela economia brasileira sobre o DCJ, estimou-se a equação da demanda por moeda para o segundo e terceiro períodos por meio do acréscimo de 12 meses subsequentes a partir do período inicial (julho de 2003 e julho de 2008, respectivamente), através da metodologia *VEC*. Os coeficientes do DCJ obtidos para o segundo período foram de -3,9834, 13,4124 e 10,0789³⁸. Com relação ao terceiro período os valores encontrados foram de 1,9598, 0,4957, 1,4202, 9,3805 e 9,7874³⁹. Observa-se um impacto redutor dos dois momentos de grande transformação econômica (o período eleitoral de 2002/2003 e a crise financeira global de 2008) sobre o coeficiente do DCJ. Ressalta-se que apesar dos dois impactos sobre o DCJ terem sido qualitativamente semelhantes, o efeito sobre as demais variáveis domésticas (*SELIC*, Inflação, Dólar *spot* e *Embi+*) foi superior durante o período eleitoral de 2002/2003, conforme ilustrado pelas Figuras de 1 a 8 do APÊNDICE A.

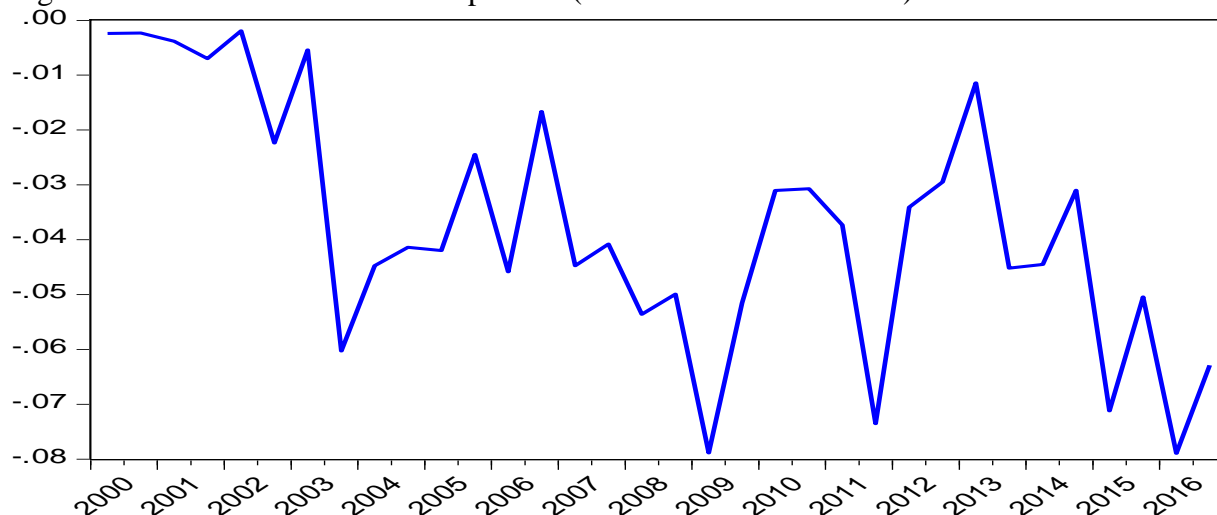
Os valores obtidos para os coeficientes do DCJ são uma medida da semi-elasticidade da demanda por moeda, visto que o seu valor não está em logaritmo (a unidade de medida do DCJ é

³⁸ Respectivamente para os períodos de 2003: M07 a 2005:M12, de 2003:M07 a 2006:M12 e de 2003:M07 a 2007:M12 (foi considerado um nível de significância de 10%).

³⁹ Respectivamente para os períodos de 2008: M07 a 2010:M12, de 2008:M07 a 2011:M12, de 2008:M07 a 2013:M12, de 2008:M07 a 2014:M12 e de 2008:M07 a 2015:M12 (foi considerado um nível de significância de 10%). Não foi encontrado uma relação de longo prazo para o período de 2008: M07 a 2012:M12.

em taxa percentual). A elasticidade pode ser obtida por meio da multiplicação do parâmetro estimado por um determinado nível de taxa do DCJ. Dessa forma, a elasticidade da demanda por M3 dependerá do valor atribuído ao DCJ. Se considerarmos a média aritmética simples dos valores absolutos do DCJ para o período completo, que atingiu 0,8291% a.m, a elasticidade da demanda por M3 para os três períodos seria de -0,0040, -0,0649 e de -0,0495, respectivamente⁴⁰. Nesse sentido, uma elevação de 100% do DCJ teria um efeito de -0,4025%, -6,4912% e -4,9532% sobre a quantidade demandada por M3. No entanto, ressalta-se que o DCJ apresentou grande volatilidade durante o período analisado. Dessa maneira, uma medida mais precisa da elasticidade da demanda por moeda seria obtida considerando-se os valores médios do DCJ em intervalos menores do que os períodos considerados nesse estudo. Com esse objetivo, a Figura 1 a seguir, demonstra o comportamento da elasticidade, considerando os valores médios semestrais do DCJ:

Figura 1: Elasticidade da Demanda por M3 (Média Semestral do DCJ)



Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

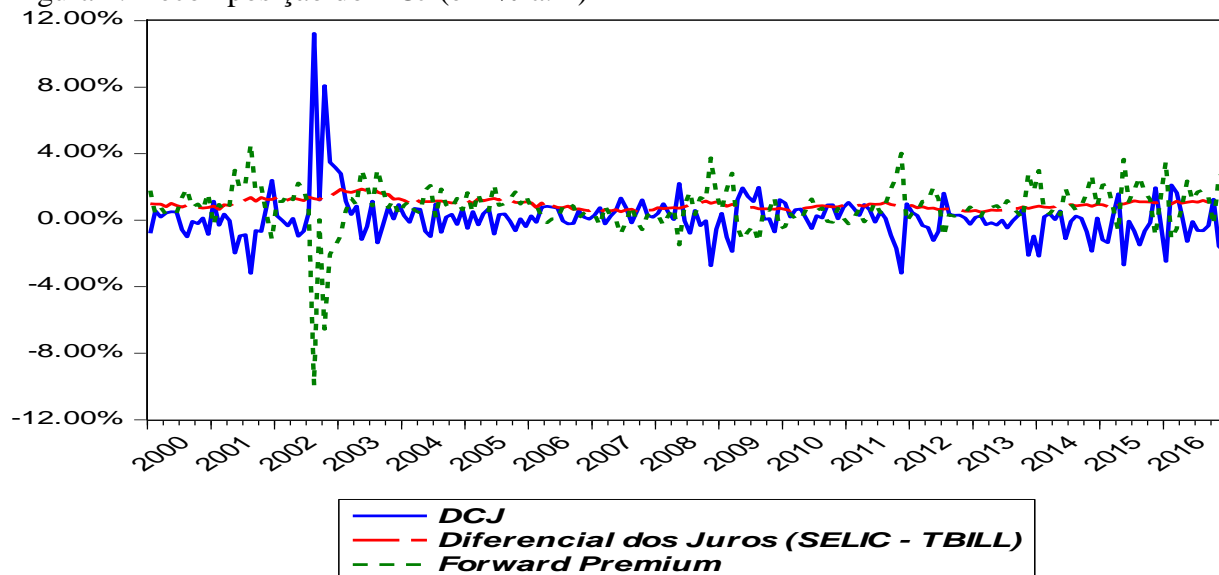
É possível identificar uma elevação da elasticidade logo após o primeiro semestre de 2003 e o segundo semestre de 2008 (onde é atingido o maior valor, considerando todo o período pesquisado, se igualando ao primeiro semestre de 2016). Observa-se que durante todo o período analisado, a elasticidade restringiu-se a valores absolutos inferiores a -0,08, apresentando menor volatilidade entre o segundo semestre de 2003 e o primeiro de 2008.

A Figura 2 apresentada a seguir revela o comportamento dos componentes decompostos do DCJ: 1) o diferencial entre as taxas de juros (a SELIC e o TBILL); e 2) o *forward premium*. Observa-se que o *forward premium* segue uma trajetória com um nível de volatilidade mais elevado do que o diferencial das taxas de juros. Uma avaliação da Figura 2 permite identificar um

⁴⁰ Memória de cálculo: $(0,008291 * 0,4855)$, $(0,008291 * 7,8288)$ e $(0,008291 * 5,9739)$.

comportamento oposto entre o *forward premium* e o DCJ, no que tange aos seus movimentos durante o período investigado. Dessa forma, identifica-se que a maior parte da variação do grau de abertura financeira da economia brasileira foi resultado da trajetória volátil do *forward premium*.

Figura 2: Decomposição do DCJ (em % a.m)



Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Adicionalmente, realizou-se as estimações pelo modelo *VEC* e *ARDL* considerando-se três alternativas para o cálculo do DCJ: a taxa *SELIC* com a *LIBOR* de 3 meses em Dólar (*London Interbank Offered Rate*⁴¹), a taxa do *CDI* (Certificado de Depósito Interbancário) com o *Treasury Bill Rate* de 3 meses e por último, a taxa do *CDI* com a *LIBOR*. Os resultados encontrados foram qualitativamente e quantitativamente similares.

A teoria das expectativas não viesados da estrutura a termo da taxa de juros também foi investigada. Constatou-se que, nos três períodos em estudo, existe uma relação positiva de longo prazo próximo da unidade (0,9870, 0,9334 e 1,10, considerando um nível de significância de 10%), entre a taxa *SELIC* e o Swap di x pré de 360 dias. Isso implica que as alterações da *SELIC* são repassadas para a taxa de juros de prazos mais longos, confirmando o dinamismo de um dos principais canais da política monetária (o que é plausível, dada a eficiência existente no mercado financeiro).

Com relação à curva *IS* de longo prazo, estimada com base no modelo empírico definido pela equação (31), constata-se com base nos coeficientes da variável taxa *SELIC*, a existência de uma relação negativa para todos os períodos (vide Tabela 2 apresentada a seguir). Esse resultado

⁴¹ Taxa média de juros, indicativa contra a qual um grupo representativo de bancos efetua empréstimos sem garantia entre si, no mercado financeiro de Londres.

se encontra em linha com a teoria econômica que postula um efeito negativo das elevações na taxa de juros sobre o produto. Nesse sentido, é possível inferir a eficiência de longo prazo da utilização da *SELIC* como instrumento de política monetária no controle do nível do produto. Em especial, um aumento da taxa de juros estaria associado a uma redução do PIB real.

Resultado semelhante foi encontrado por Fernandes e Toro (2005), considerando dados do Brasil referente ao período de 1994 a 2001. Janssen et al. (2015) demonstram que uma política monetária expansionista possui efeitos positivos sobre o produto durante as fases de crise financeira, superiores aos períodos de normalidade. Os coeficientes encontrados para a economia brasileira não corroboraram o estudo desses autores. Baseado nos parâmetros da taxa *SELIC*, observa-se que o seu efeito sobre o PIB foi superior nos momentos de crescimento econômico (de julho/2003 a junho/2008), em comparação aos momentos de recessão (de julho/2008 a dezembro/2016).

Tabela 2: Equação da Curva IS de Longo Prazo

Variável	Jan/2000 a jun/2003		Jul/2003 a jun/2008		Jul/2008 a Dez/2016	
	VEC	ARDL	VEC	ARDL	VEC	ARDL ⁴²
PIB	1	1	1	1	1	1
Inflação	-3,4540***	1,1038#	-5,3712***	1,9608**	-9,9209***	-9,0464*
SELIC	7,7529***	-1,9977#	25,1588***	-23,5207***	14,1100***	-19,8842***
Dólar Spot	0,2335***	-0,2451***	0,4964***	-0,4815***	0,3264***	-0,2412**
Ibovespa	0,1437***	-0,1674***	0,3704***	-0,3733***	0,1289***	0,0244#
Tendência	-0,0041***	0,0034**	-0,0048***	0,0052***	-0,0038***	0,0039***
Constante	-6,1610	-	-9,0277	-	-6,5792	-
Defasagens	1	(4,4,1,5,5)	1	(1,0,2,3,3)	1	(3,2,1,0,0)
R²	38,50%	82,96%	51,30%	65,13%	20,93%	52,21%

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

É importante ressaltar o grau de associação positiva encontrada entre o PIB e a inflação em todos os períodos. Um aumento no nível de inflação aceitável pelo Banco Central permitiria o estabelecimento do produto em um patamar superior. O Ibovespa apresenta coeficientes estatisticamente significativos e com sinal negativo em todos os períodos examinados. Dessa forma, constata-se a importância do efeito substituição sobre o nível do produto e do mercado de ações como canal de transmissão monetária. Nesse cenário, uma elevação do Ibovespa resultaria

⁴² No que tange a divergência de sinais encontrada para o coeficiente estimado para a inflação (-9,9209 e -9,0454), optou-se por considerar o valor obtido por meio da metodologia *VEC*, visto que o resultado encontrado pelo *ARDL* foi somente marginalmente significativo para o terceiro período.

em um aumento do investimento em ações e uma redução do consumo, que se tornaria relativamente “mais caro” em relação às ações, traduzindo-se em um efeito negativo sobre o PIB.

Esse resultado não se encontra em linha com Goodhart e Hoffman (2003) que avaliam o efeito dos ativos sobre o mecanismo de transmissão da política monetária para os países do G7, compreendendo o período de 1982 a 1998. Os autores encontram uma relação positiva entre os preços do mercado imobiliário residencial e o nível do produto, apesar de não conseguirem estabelecer uma relação estatisticamente significativa com relação aos preços das ações.

A divergência encontrada entre os resultados apresentados nesse estudo e os encontrados por Goodhart et al. (2003), possivelmente pode ser explicada pelas características distintas envolvendo as ações e os imóveis residenciais. Em especial, os consumidores distribuem os ganhos obtidos com a valorização dos ativos baseado na percepção quanto à transitoriedade do movimento dos preços. Elevações no nível de riqueza com origens diferentes (ações, imóveis, etc.) podem ser entendidas pelas famílias como temporárias ou incertas, não afetando positivamente o consumo. Nesse caso, os agentes separariam as alterações nos preços dos ativos em “contas mentais” diferentes, com efeitos distintos sobre o consumo e a poupança (SHEFRIN; THALER, 1988; SHILLER et al., 2005).

Adicionalmente, Murata e Muellbauer (2009) enfatizam que o efeito positivo da elevação dos preços dos ativos sobre o produto, comumente encontrado nos EUA e no Reino Unido, não se verifica no Japão para o período de 1961 a 2006. Os autores encontram uma relação negativa entre a elevação dos preços das residências e o consumo agregado. Murata e Muellbauer (2009) salientam que o canal do preço dos ativos, via alterações na disponibilidade de colateral pelas firmas, não se encontra presente na economia japonesa em um nível capaz de reverter o efeito negativo ocasionado pela redução do consumo.

Por último, a relação encontrada entre o Dólar *spot* e o PIB nos três períodos avaliados também foi negativa. Uma depreciação cambial estaria associada a uma redução do produto, contradizendo a teoria econômica, que enfatiza o efeito positivo das depreciações cambiais sobre o produto, via aumento das exportações líquidas. Uma possível explicação para o resultado obtido encontra-se associada com o *trade-off* existente entre os benefícios de uma depreciação cambial sobre o aumento do produto, via exportações líquidas, e o efeito contracionista advindo da elevação do endividamento em moeda estrangeira (não protegido por meio de contratos de derivativos financeiros), por parte dos agentes (canal do crédito). Caso o segundo efeito seja superior, uma depreciação cambial resultaria em um efeito final negativo sobre o produto (GHOSH et al., 2009).

Visando aprofundar a investigação com relação ao canal do preço dos ativos e do câmbio sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, estimou-se a curva IS de longo prazo com as variáveis Dólar *spot* e Ibovespa separadamente. A relação encontrada entre o PIB e o Dólar *spot* manteve-se qualitativamente a mesma (quando estatisticamente significativa ao nível de significância de 10%). Quando somente o Ibovespa foi adicionado à equação da curva IS, os resultados encontrados foram inconclusivos, merecendo dessa maneira, estudos adicionais.

A Tabela 3 a seguir apresenta um vetor de cointegração que descreve a função de reação do Banco Central, conforme descrito na equação (32). Identifica-se uma relação de longo prazo positiva entre a inflação (líquida da meta determinada pelo CMN) e a *SELIC* nos três períodos analisados. Assim, uma expansão permanente na taxa *SELIC* estaria associada a um aumento da inflação no longo prazo, ao invés de uma redução. Esse resultado caracteriza a ocorrência do *price puzzle* na economia brasileira.

Esse fenômeno pode ser explicado por meio da avaliação dos determinantes inflacionários. Em especial, uma elevação da *SELIC* poderia afetar o nível de preços de diversas formas: 1) a redução das expectativas inflacionárias; 2) o decréscimo da inflação de demanda (por meio da contração do investimento e do consumo); 3) o *pass-through* cambial sobre o nível geral de preços; e 4) a ampliação dos custos de produção devido ao aumento do custo de capital. Dependendo de qual desses efeitos for dominante o impacto final de uma elevação na taxa de juros de curto prazo poderá ser negativo ou positivo. Juselius (2001) encontra evidência de um efeito positivo de longo prazo da taxa de juros sobre a inflação para a Itália, utilizando o modelo *VEC* parametrizado para a estimação em dois períodos compreendidos entre 1974 e 1994.

Quanto ao hiato do produto, observa-se que os sinais dos três primeiros períodos foram condizentes com o esperado, visto que a teoria econômica identifica a existência de uma relação negativa entre o hiato do produto e a taxa de juros. Em especial, um aumento da taxa *SELIC* se traduziria em uma redução da ultrapassagem do nível de produto com relação ao seu nível potencial (nesse caso, o produto potencial é representado por uma tendência linear de longo prazo).

Quanto a variável Dólar *spot*, esta foi estatisticamente significativa somente nos dois primeiros períodos. A teoria econômica postula que no longo prazo as elevações na taxa de juros se traduzem em depreciações cambiais. A relação de longo prazo entre o Dólar *spot* e a *SELIC* acumulada de 12 Meses apresenta-se com o sinal esperado somente no primeiro período, onde uma elevação da taxa de juros se encontra associada com uma depreciação cambial.

No segundo termo nota-se uma inversão do sinal do Dólar *spot*. Ressalta-se que entre julho/2003 e junho/2008 a economia brasileira experimentou um estágio de crescimento

econômico contínuo, com redução da taxa *SELIC*, aumento das exportações e do influxo de investimento direto e em carteira de estrangeiros, acompanhado por um processo de apreciação cambial. Acredita-se que a dinâmica da economia brasileira tenha sofrido alterações que potencialmente influenciaram no relacionamento de longo prazo entre o Dólar *spot* e a *SELIC*, no sentido contrário ao determinado pela teoria econômica. É válido mencionar que durante o segundo período desse estudo, o Banco Central implementou uma política de esterilização cambial, resultando em um acúmulo de reservas internacionais. Essa estratégia reforça o dilema enfrentado pelas autoridades monetárias, no que tange a estabilidade da taxa de câmbio e a autonomia da política monetária, em um ambiente de crescente integração financeira (FRENKEL,1999).

Nesse cenário, Aizenman (2013) aponta para o surgimento de um objetivo adicional dos Bancos Centrais, a estabilidade financeira, em adição ao trilema monetário das economias abertas (autonomia monetária, estabilidade da taxa de câmbio e abertura financeira) introduzido por Mundell (1963)⁴³. Aizenman (2013) salienta a importância da utilização das reservas internacionais como “*buffers*” contra as instabilidades financeiras.

Tabela 3: Função de Reação do Banco Central⁴⁴

Variável	Jan/2000 a jun./2003		Jul./2003 a jun./2008		Jul./2008 a Dez/2016	
	VEC	ARDL	VEC	ARDL	VEC	ARDL
<i>SELIC</i> 12 Meses	1	1	1	1	1	1
Inflação-Meta 12 Meses	-0,8495***	0,8730***	-0,3514***	0,1838***	-0,3905#	1,0241***
Hiato do PIB 12 Meses	131,2443***	-134,1181***	93,6968***	-69,6742***	11,3401***	-4,6537#
Dólar <i>Spot</i>	-16,6752***	15,9796***	4,8684***	-20,0021***	2,6608#	-0,1325#
Constante	-24,8846	-	-72,7521	-	-21,3577	-
Defasagens	3	(2,2,0,4)	5	(4,1,1,0)	3	(3,0,0,0)
R ²	90,85%	88,01%	91,63%	90,41%	72,32%	71,24%

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

O vetor de cointegração da paridade coberta dos juros é apresentado na Tabela 4, sendo o resultado da estimação do modelo empírico representado pela equação (33). A relação de cointegração entre a taxa *SELIC* e as variáveis *TBILL* e o *Embi+* se apresenta conforme o esperado em todos os períodos (quando estatisticamente significativo). Pela relação apresentada na equação

⁴³ Veja Blanchard et al. (2010) e Mishkin (2010) para uma discussão sobre o efeito *feedback* da ausência da estabilidade financeira sobre a estabilidade do nível geral de preços.

⁴⁴ A relação de cointegração estimada pelo modelo *ARDL*, para o terceiro período, foi estatisticamente significativa ao nível de significância de 10% (*Bounds test*).

(33) espera-se uma associação positiva entre a taxa *SELIC* mensal, o *TBILL* mensal, o Dólar Futuro e o índice *Embi+*, e negativa com relação ao Dólar *spot*.

A teoria econômica da paridade coberta dos juros propõe que uma elevação da taxa de juros deve ser seguida por uma apreciação cambial do Dólar *spot* e/ou por uma depreciação do Dólar Futuro, no curto prazo. Os resultados encontrados apontam para a confirmação da teoria para a economia brasileira no que tange ao primeiro e terceiro termos. No entanto, os coeficientes encontrados para o segundo período foram contraditórios para o Dólar *spot* e futuro, quando comparados às estimativas pelo modelo *VEC* e *ARDL*. Os resultados apontam para uma reversão do sinal dessas duas variáveis no segundo intervalo pela metodologia *VEC*.

Devido à divergência dos valores encontrados para os coeficientes do Dólar *spot* e futuro no que tange ao segundo período, optou-se por realizar um conjunto de estimações com a adição de 12 meses nas séries de dados das variáveis: de 2003: M07 a 2005: M06, de 2003: M07 a 2006: M06 e de 2003: M07 a 2007: M06. Os resultados gerados pela abordagem *VEC*, para os dois primeiros intervalos (entre 2003: M07 e 2006: M06), confirmaram qualitativamente aqueles obtidos para o primeiro e o terceiro períodos desse estudo (de janeiro/2000 a junho/2003 e de julho/2008 a dezembro/2016). No entanto, os valores estimados para o terceiro intervalo (2003: M07 a 2007: M06) constataram a reversão de sinais ocorrida no segundo período investigado por esse estudo (de julho/2003 a junho/2008). A mesma estratégia foi aplicada a metodologia *ARDL*, no entanto, os valores não foram estatisticamente significativos ao nível de significância de 10%.

Uma possível explicação para a alteração da relação existente entre a *SELIC*, o Dólar Futuro e o *spot* pode estar associada ao momento econômico experimentado pela economia brasileira, conforme discutido na análise dos resultados da função de reação do Banco Central, especialmente a partir de 2006. É oportuno salientar que as divergências encontradas na relação entre a *SELIC* e o Dólar *spot*, pela equação de reação do Banco Central e a Paridade Coberta dos Juros, se deve a utilização de variáveis distintas, com unidades de medida diferentes (*SELIC* acumulada em 12 meses x *SELIC* mensal). Ademais, acrescenta-se o fato da primeira relação econômica ser de longo prazo, enquanto a Paridade Coberta dos Juros representar uma condição de paridade de curto/médio prazo, baseada na teoria do portfólio internacional.

Tabela 4: Equação da Paridade Coberta dos Juros⁴⁵

Variável	Jan/2000 a jun/2003		Jul/2003 a jun/2008		Jul/2008 a Dez/2016	
	VEC	ARDL	VEC	ARDL	VEC	ARDL
<i>SELIC Mensal</i>	1	1	1	1	1	1
<i>Treasury Bill Rate Mensal</i>	-1,4756***	1,0465***	-1,0133#	1,7598***	-6,9580***	3,2787***
Dólar Futuro	-0,0456***	0,0353***	0,5162**	0,0091*	-0,4628***	0,1028*
Dólar Spot	0,0286*	-0,0187*	-0,5183**	-0,0150**	0,4634***	-0,0990*
Embi+	-0,0010#	-0,0011#	-0,0087*	0,0099***	0,0005#	-0,0006#
Constante	0,0091	-	0,0237	-	-0,0055	-
Defasagens	1	(1,3,2,1,2)	5	(3,0,4,0,2)	2	(1,3,3,3,3)
R²	66,98%	76,82%	75,75%	70,36%	30,48%	19,46%

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

Com o objetivo de enriquecer a discussão das análises das relações de longo prazo, foram estimadas outras quatro relações de cointegração entre pares de variáveis, considerando um nível de significância de 10%. Uma relação positiva de longo prazo entre a inflação e o Dólar *spot* foi identificada para os três períodos, evidenciando a importância do *ERPT* para o nível geral de preços (uma depreciação cambial estaria associada a um aumento da inflação). Foi testada também a hipótese da existência de uma relação de longo prazo entre a inflação e a *SELIC*. O resultado confirmou o impacto inflacionário dos aumentos da *SELIC*. Nos três períodos investigados nesse estudo, a associação encontrada entre a inflação e a *SELIC* foi positiva, reforçando a inconsistência da utilização desse instrumento de política monetária para controle do nível de geral de preços.

O teste de cointegração entre o Dólar futuro e o *spot* foi estatisticamente significativo somente para o primeiro período. A vinculação se apresenta conforme o esperado, onde uma depreciação do Real no mercado á vista estaria associada a uma apreciação do Dólar Futuro. Por último, a hipótese da existência de um vínculo de longo prazo entre o *Embi+* e o Dólar *spot* foi avaliada. Não foi encontrada uma relação de cointegração para o primeiro e último períodos, no entanto, constatou-se uma associação de longo prazo positiva para o segundo período.

⁴⁵ A relação de cointegração estimada pelo modelo *ARDL*, para o terceiro período, foi caracterizada dentro da “zona de indecisão” do *Bounds test* ao nível de significância de 10%. Dessa maneira, não é possível confirmar nem rejeitar a existência de uma relação de cointegração. A relação de cointegração pelo modelo *VEC*, para o terceiro período, foi identificada considerando-se um nível de significância de 15%.

4.1.3. Análise dos Choques na Política Monetária e dos Canais de Transmissão

A dinâmica de ajuste de curto prazo da economia brasileira e a eficácia dos instrumentos de política monetária serão abordados por meio da interpretação da Função Impulso Resposta, considerando um choque exógeno temporário de um desvio padrão na variável de interesse. Em cada gráfico será plotada a Função Impulso Resposta ortogonalizada. O método de *Choleski* foi empregado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo, garantindo que os erros sejam ortogonais, conforme discriminado na seção de metodologia.

OS APÊNDICES L, M e N demonstram as respostas das variáveis da equação de demanda por moeda a um choque de um desvio padrão na variável de impulso. Nos três períodos, a quantidade de M3 apresenta uma resposta negativa a uma contração na política monetária. O choque possui um efeito permanente nos três períodos, se estabilizando em torno do décimo quinto mês. Observa-se que a redução inicial na demanda por moeda é quase totalmente revertida em todos os intervalos analisados, demonstrando a resposta reduzida do M3 a aumentos da *SELIC*. Ademais, não se observa a presença do *liquidity puzzle*⁴⁶ na economia brasileira. Bernanke et al. (2005) não identificam a ocorrência do *liquidity puzzle* na estimativa realizada através do *FAVAR* para os EUA. Os autores incluem três e cinco fatores comuns, estimados por meio da técnica de componentes principais em dois estágios e pelo método *Gibbs Sampling* (as estimativas foram realizadas para o estoque de M2 dos EUA).

Smets et al. (2001) realizam uma comparação entre o mecanismo de transmissão da política monetária nos países da Zona do Euro e dos Estados Unidos, entre os anos de 1980 e 1998. Os autores utilizam o *VAR* em dois conjuntos de variáveis, o primeiro contendo o PIB real, o índice de preços ao consumidor, a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio real. No segundo modelo é incluído o M3. Smets et al. (2001) encontram uma relação negativa entre um choque na taxa de juros de curto prazo e o estoque de M3, com um efeito permanente de aproximadamente 0.2 p.p para os países da Zona do Euro, corroborando os resultados obtidos nesse estudo.

O estoque de M3 reage de acordo com o esperado a um choque positivo no PIB nos dois últimos períodos. No primeiro intervalo, apesar de um impulso no PIB resultar em uma elevação

⁴⁶ O efeito liquidez é originalmente definido em uma situação onde não ocorre uma redução da taxa de juros após um aumento do estoque de moeda. Nesse estudo, o conceito de *liquidity puzzle* é empregado de uma forma mais ampla, onde os juros são o instrumento de política monetária e o estoque de moeda não responde negativamente aos aumentos da taxa de juros. A evidência encontrada na literatura não converge para um resultado comum (veja Bernake e Mihov (1998)). O *exchange rate puzzle* é identificado quando se observa um comportamento do câmbio que não é capaz de ser explicado por modelos de determinação do câmbio embasados na teoria das expectativas racionais. Dentre os principais *puzzles* podemos citar: o *disconnect*, o *excess volatility* e o *non normality puzzles*. Nesse artigo, o *exchange rate puzzle* está associado a ocorrência de uma depreciação da moeda doméstica como uma resposta a um aumento dos juros. Veja Grauwe et al. (2004) para uma discussão completa sobre o tema.

da procura por M3, a partir do quinto mês ocorre uma reversão e a demanda por moeda estabiliza-se com um efeito negativo permanente a partir do décimo quinto mês. Já um choque inflacionário apresenta um impacto redutor sobre a demanda por moeda em todos os períodos, o que é consistente com a teoria econômica.

A resposta do estoque do M3 a um aumento na taxa de Swap di x pré também apresenta resultados condizentes com o esperado. O impacto negativo inicial é seguido por um ajuste dinâmico que culmina com a estabilização de um efeito permanente após 15 meses. O choque de um desvio padrão positivo no DCJ afeta o estoque de M3 em todos os períodos negativamente, onde o impacto final é um efeito negativo permanente de magnitude diferente entre os períodos, que ocorre em torno do vigésimo mês. Esse resultado reforça a importância do grau de abertura financeira da economia sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, por meio de seu efeito sobre a procura por M3 (objetivo específico II desse estudo).

O impacto de um aumento da *SELIC* sobre a taxa do swap di x pré de 360 dias e sobre a própria *SELIC* descreve a relação existente no mercado financeiro em cada período. Nos três períodos, o choque de um desvio padrão na *SELIC* possui um efeito inicial positivo, seguido por um processo de ajuste até atingir um nível estável permanente positivo no primeiro período e negativo nos demais. Os resultados contraditórios encontrados para a economia brasileira demonstram a importância do objetivo III desse estudo, e realçam a necessidade de estudos adicionais para um entendimento mais profundo sobre a relação entre a *SELIC* e a taxa do Swap di x pré.

Goodfriend (1998) avalia a relação da estrutura a termo da taxa de juros da economia norte-americana, considerando o biênio de 1994/1995. O autor identifica que um aperto monetário inicial é refletido por uma elevação mais do que proporcional nas taxas de juros de longo prazo. A justificativa encontrada pelo autor baseia-se na antecipação realizada pelos agentes econômicos de que uma elevação inicial da taxa de juros básica seria uma indicação de que novos ajustes estariam por ocorrer, promovendo então, uma antecipação do aumento na taxa de juros de longo prazo. Uma possível explicação para a diferença encontrada entre os resultados obtidos por esse estudo e os apresentados por Goodfriend (1998), estaria associada as diferenças no processo de formação das expectativas dos agentes e às heterogeneidades existentes entre as economias brasileira e norte americana.

Nos APÊNDICES O, P e Q são apresentados os choques de um desvio padrão nas variáveis *SELIC*, Dólar Spot, Ibovespa e Inflação sobre o PIB, referente a análise da curva IS de Longo Prazo. O efeito da *SELIC* sobre o PIB segue o padrão esperado, um impacto inicial declinante seguido por um processo de estabilização do efeito permanente negativo que ocorre entre 5 e 10

meses. Esse resultado é similar ao encontrado por Bezerra et al. (2014) para a economia brasileira e Bjornland e Jacobson (2010) para a Noruega e a Suécia⁴⁷, reforçando a eficácia da aplicação da *SELIC* na redução da demanda agregada.

Não obstante a eficácia obtida pela utilização da taxa *SELIC* no controle do nível do produto, não se pode concluir o mesmo com relação ao controle inflacionário. No primeiro e terceiro intervalos identificou-se a ocorrência do *price puzzle*, como resultado de um choque na taxa *SELIC*. Conforme abordado na seção anterior, durante os dois períodos, o impacto da elevação do custo de capital parece ter sido dominante sobre o efeito redutor da demanda agregada, na determinação do resultado final sobre o nível de preços. A inexistência de um efeito redutor permanente sobre a inflação e a constatação de um *price puzzle*, seguido por uma política monetária contracionista, demonstra a ineficácia dos canais de transmissão no primeiro e terceiro períodos do estudo. Esse resultado corrobora os efeitos do *price puzzle* encontrados por Schabert et al. (2004) para o Canadá, a França, a Itália e o Reino Unido, e por Peersman et al. (2001), Bean et al. (2002) e Dedola et al. (2003) para a França, Itália, Reino Unido e os Estados Unidos.

Com relação ao segundo termo, nota-se a ocorrência de uma estabilização do efeito inicial de redução da inflação em torno do décimo mês, permanecendo apenas aproximadamente 70% do efeito declinante inicial (de -0.053 p.p para -0.040 p.p.). Esse resultado apresenta-se em linha com Sidaoui e Francias (2008) que identificam um pequeno efeito inicial inflacionário do aumento da taxa de juros, rapidamente revertido nos primeiros 06 meses sobre a economia chilena, conduzindo a uma redução relevante do nível de preços para o período de 1996 a 2006. A ocorrência do *price puzzle* no primeiro e terceiro períodos e o comportamento distinto identificado para a inflação no segundo intervalo, reforçam as diferenças no comportamento do mecanismo de transmissão da política monetária durante o período examinado. Por essa razão, esse fenômeno será investigado com maior profundidade na próxima subseção, por meio das metodologias VAR e FAVAR, considerando a importância da identificação das alterações sofridas pelo mecanismo de transmissão monetária, foco do objetivo III desse estudo.

O impacto de um impulso positivo na inflação sobre o PIB depende da origem do choque. Por exemplo, um choque de oferta motivado pelo crescimento do preço de uma *commodity* específica, poderia traduzir-se em dois efeitos distintos. Se a economia for importadora líquida dessa *commodity*, o aumento da inflação doméstica tenderia a causar uma redução do nível do produto, via ajuste negativo da demanda agregada. No caso diametralmente oposto, uma elevação da inflação estaria associada a um provável aumento do produto, via ajuste positivo das

⁴⁷ Os autores incluíram o Reino Unido em sua pesquisa, no entanto, o efeito final do choque monetário via aumento da taxa de juros de curto prazo sobre o PIB foi nulo a partir do trigésimo mês.

exportações. Em ambos os casos, outras variáveis interagem no processo de ajuste da inflação e do nível do produto, como por exemplo, as elasticidades preço das importações e exportações. Essa discussão ilustra a importância da origem do choque inflacionário na determinação do comportamento do produto.

Ademais, a teoria econômica reconhece a existência de uma relação positiva de longo prazo entre o hiato do produto e a inflação (curva de *Phillips*). Nesse estudo, observou-se um impacto positivo da inflação sobre o PIB em todos os períodos examinados. Tomazzia e Meurer (2009) estimaram um VAR com dados mensais de 1999 a 2008 para a economia brasileira, e encontraram um efeito positivo do IGPM sobre o produto, considerando a utilização de um modelo de economia aberta⁴⁸, corroborando os resultados do presente trabalho.

O efeito do choque no câmbio sobre o PIB apresentou-se conforme o esperado somente no segundo período. Em especial, uma depreciação cambial foi seguida por uma elevação do nível do produto. No entanto, observa-se a presença de um *overshooting* do impacto positivo da depreciação cambial sobre o PIB, que é quase totalmente revertido a partir do décimo mês, onde somente um efeito permanente positivo residual resiste. O oposto é identificado no segundo e terceiro períodos, onde uma depreciação cambial associa-se com uma redução do PIB, merecendo estudos adicionais para um entendimento mais profundo desse resultado.

Com relação ao impacto de um choque positivo no índice Ibovespa, identifica-se uma associação positiva no terceiro período e negativa nos demais. Dessa maneira, é possível inferir que no último período o efeito dominante de curto prazo do aumento da riqueza, originado da valorização dos ativos, resultou na elevação do nível do produto (conforme discussão realizada na seção anterior sobre o efeito riqueza e substituição). Já o oposto observa-se para o primeiro e o segundo períodos, onde um impulso no Ibovespa resulta em uma redução do PIB. Iacoviello (2005) utiliza um VAR na estimação da curva IS estendida com a inclusão do preço dos imóveis residenciais como *proxy* para os ativos, em substituição às ações das firmas. O autor analisa o período compreendido entre 1974 e 2003, para a economia dos Estados Unidos e identifica uma resposta inicialmente positiva do produto a um choque nos preços dos imóveis. No entanto, no quinto trimestre o efeito torna-se negativo e cessa a partir do vigésimo.

Vale ressaltar que o comportamento do PIB no curto prazo, como resposta às variações nos preços dos ativos (ações, imóveis, dentre outros), é resultado dos movimentos de ajuste dos portfólios detidos pelos agentes. Em síntese, durante o período compreendido entre janeiro/2000 e junho/2008, o efeito substituição seria dominante no comportamento dos agentes, ocasionando

⁴⁸ Os autores incorporaram, em seu modelo, variáveis que captam a influência das variáveis externas no mecanismo de transmissão: nível de importações, exportações, risco país, taxa de câmbio, nível de preços externos e a taxa de juros internacional.

uma elevação de seu estoque de ativos (redução do consumo e aumento da poupança das famílias) e um impacto redutor sobre o PIB. Entre julho/2008 e dezembro/2016, o efeito riqueza teria sido o fator dominante no comportamento de curto prazo dos agentes, resultando em um efeito positivo sobre o PIB.

Nos APÊNDICES R, S e T são apresentadas as funções impulso resposta referentes à função de reação do Banco Central. O comportamento da inflação, do Dólar *spot* e do PIB confirmam os resultados obtidos pelas funções impulso resposta exibidas anteriormente. A presença do *price puzzle* (nesse caso em todos os períodos), do *exchange rate puzzle* (no primeiro e terceiro períodos) e uma resposta negativa do PIB à um impulso da taxa *SELIC* (em todos os intervalos analisados). A ocorrência dos *puzzles* encontrados para a economia brasileira será investigada com maior profundidade na próxima seção, por meio das metodologias *VAR* e *FAVAR*.

Os resultados da Função Impulso Resposta da equação da Paridade Coberta dos Juros são apresentados nos APÊNDICES U, V e W. O impacto de um choque na *SELIC* sobre o Dólar *spot* e futuro expõe dois aspectos relevantes. O primeiro, refere-se à confirmação da ocorrência do *exchange rate puzzle* no primeiro e terceiro períodos. O câmbio reage com uma depreciação que se estabiliza após aproximadamente 10 meses. No segundo período, o processo se inverte, o choque na *SELIC* resulta em uma apreciação inicial e em um efeito permanente marginal a partir do décimo quinto mês. O outro aspecto refere-se ao comportamento simétrico do Dólar futuro aos ajustes do Dólar *spot*. Em síntese, verifica-se uma associação entre a ocorrência de uma depreciação/apreciação do Dólar *spot* e uma depreciação/apreciação do futuro nos três períodos. Esses resultados reforçam a importância do objetivo III proposto por este estudo.

Smets e Peersman(2001) encontram resultados divergentes para a Zona do Euro e os Estados Unidos. Enquanto nos EUA encontra-se uma apreciação do Dólar, nos países da Zona do Euro o efeito é oscilatório (o impacto inicial é de uma apreciação das moedas, seguido por um movimento oscilatório de depreciação/apreciação).

O efeito final de um choque na *SELIC* sobre o *Embi+* é positivo no primeiro e terceiro períodos (no segundo termo encontra-se um resultado permanente negativo). Devido à identificação da ocorrência dos *puzzles* na economia brasileira, a metodologia *FAVAR* será empregada objetivando aprofundar o entendimento da relação entre a taxa de juros, o nível geral de preços e as demais variáveis econômicas relevantes para o mecanismo de transmissão da política monetária.

4.2. Análise da Função de Reação do Banco Central por meio da Abordagem VAR e Factor Augmented VAR

Na subseção anterior, foram apresentados os resultados encontrados na estimação dos modelos por meio da abordagem VEC e ARDL, objetivando investigar a influência do grau de abertura financeira da economia sobre o mecanismo de transmissão monetária. Nessa seção, são apresentados os resultados que reforçam as alterações ocorridas no mecanismo de transmissão da política monetária durante o período abordado por esse trabalho. A avaliação da ocorrência do *price puzzle* é especialmente investigada, devido à importância da relação existente entre a taxa de juros e a inflação para a economia brasileira. O Banco Central define a taxa de SELIC visando atingir seu objetivo principal, que é a estabilidade dos preços.

Na próxima subseção, são apresentados os testes de raiz unitária, a avaliação dos fatores comuns obtidos pela técnica dos componentes principais e o grau de ajustamento dos modelos. Nas subseções seguintes, são demonstrados os efeitos dos choques de curto prazo na política monetária, por meio das abordagens VAR e FAVAR, respectivamente. A última subseção é reservada a análise da robustez do modelo estimado.

4.2.1. Testes de Estacionariedade, Avaliação dos Fatores Comuns e o Grau de Ajustamento dos Modelos

Inicialmente foram efetuados os testes de raízes unitárias, com a finalidade de identificar se as séries são estacionárias em nível. Cinco testes foram empregados nessa avaliação: ADF (Dickey e Fuller (1979), o Dickey Fuller modificado por meio da transformação dos dados pelo método dos mínimos quadrados generalizados (DF-GLS), Phillips e Perron (1988), KPSS (KWIATKOWSKI; PHILLIPS; SCHMIDT; SHIN, 1992) e Perron (1997)⁴⁹. Conforme apresentado os APÊNDICES X, Y e Z, as variáveis que confirmaram a presença de raízes unitárias em nível foram transformadas objetivando a sua indução a estacionariedade.

O APÊNDICE AB exibe os testes de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange) e de normalidade dos resíduos (*Jarque Bera*). Quanto à normalidade dos resíduos, o excesso de curtose foi o principal motivo que determinou a ausência de normalidade em alguns modelos. Todos os modelos estimados passaram no teste de condição de estabilidade dos autovalores.

O método de componentes principais foi empregado ao conjunto de variáveis contidas nos APÊNDICES X, Y e Z, excetuando-se a taxa SELIC que é o instrumento de política monetária.

⁴⁹Os critérios de informação de *Hanna Quinn* e *Schwarz Bayesian* foram empregados na definição do número de defasagens (limitado ao máximo de 6 lags). Os testes de estacionariedade foram realizados considerando um nível de significância de 10%.

Ressalta-se que todas as séries incluídas nesse estudo se apresentaram como I(0) ou I(1). A primeira etapa no processo de análise fatorial concentra-se em avaliar se o conjunto de variáveis possui distribuição normal. Nesse sentido, ambos os testes de *Henze-Zirkler* e de *Doomik-Hansen* rejeitaram a hipótese de normalidade conjunta ao nível de significância de 10%. No entanto, considerando o tamanho da amostra deu-se continuidade ao estudo.

Com relação ao critério de escolha do número de fatores comuns, Stock e Watson (2002) salientam que essa determinação deve considerar como base a qualidade do ajuste do modelo.⁵⁰ Nesse contexto, optou-se pela extração de seis fatores latentes, que conjuntamente explicam aproximadamente 64% da variância total dos dados⁵¹. Ressalta-se que todos os autovalores foram superiores a 1 e a sua representação gráfica, (não apresentada nesse estudo) demonstra a existência de uma transformação na inclinação da curva após o sexto elemento, corroborando a escolha realizada. As cargas fatoriais, a comunalidade e o percentual de explicação da variância dos dados para cada fator foram obtidos após a aplicação da técnica de rotação ortogonal, realizada por meio do método *Varimax* (os valores são apresentados no APÊNDICE AC⁵²). O Quadro 1 a seguir apresenta as dimensões latentes dos dados, modelada pelos fatores extraídos, que foram identificadas pela análise dos coeficientes que relacionam os fatores as variáveis.

⁵⁰ Bai e NG (2002) desenvolvem uma metodologia para determinação do número ótimo de fatores, considerando que N e $T \rightarrow \infty$, o que não seria aplicável, considerando o conjunto de dados dessa pesquisa. Bernanke et al. (2005) reforçam que o critério sugerido por Bai e NG (2002) não aborda necessariamente a escolha do número de fatores a ser incluído no VAR. Nesse contexto, se torna frequente o procedimento de escolha *ad hoc* como Bernanke et al. (2005) que utilizam 1, 3 e 5 fatores, Lagana e Mountford (2005) entre 5 e 7 fatores, Blaes (2009) que opta por oito fatores, Favero et al. (2005) entre 3 e 12 e Shibamoto (2007) que determina a estimação do seu modelo com 6 fatores.

⁵¹ Hair et al. (2006) sugere que o processo de extração dos componentes com autovalor superior a um deve continuar até a captura de um valor superior a 60% da variância dos dados.

⁵² Esse método permite que os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores comuns sejam definidos o mais próximo possível de 0 e 1, em valor absoluto, produzindo resultados que facilitam a interpretação dos fatores (MINGOTI, 2005).

Quadro 1: Dimensões Latentes

Dimensão	Descrição dos Indicadores
Fator 1 - Taxa de Juros	CDI, Estrutura a Termo da Taxa de Juros de 1, 3, 6 e 12 meses, Taxa de Swap DI X PRÉ de 30, 60, 90 180 e 360 dias, Investimento em Carteira de Estrangeiros e Transações Correntes.
Fator 2 – Inflação	Expectativa do IGPDI, do IPADI e do IPCA, Taxa de Inflação Acumulada em 12 meses do IGPDI, IGPOG, INCC, INPC, IPAEP, IPC, IPCA, IPCA Preços Livres, IPCA Preços Livres Comercializáveis, IPCA Núcleo e Taxa de Desemprego.
Fator 3 – Nível de Atividade	Expectativa do PIB, Capacidade Instalada, Contratação de Pessoas, Faturamento da Indústria, Horas Trabalhadas na Indústria, Índice de Atividade Econômica do Banco Central, Importações, Exportações, Produção Industrial Geral, Bens de Capital, Bens de Consumo, Bens Intermediários, Vendas Reais no Varejo, Vendas Reais no Varejo Ampliado, Vendas Reais no Varejo de Veículos e Partes e Vendas de Móveis e Eletrodomésticos.
Fator 4 – Demanda por Moeda	Salário Real da Indústria, Ibovespa, Folha de Pagamento da Indústria, Agregado Monetário Real M0, M1, M3 e M4.
Fator 5 – Insumos de Produção	PIB Real, Produção de Aço, Preço Internacional das <i>Commodities</i> , Preço das Exportações e Importações e Agregado Monetário Real M2.
Fator 6 – Mercado Externo	Cotação do Dólar a Vista, Câmbio Real, Embi+, Expectativa do Câmbio, Paridade do Poder de Compra, Cotação do Euro a Vista.

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Com o objetivo de avaliar a qualidade do ajustamento do modelo, a matriz anti-imagem, de correlações entre as variáveis e dos resíduos foram estimadas e apresentaram-se conforme o esperado. O teste de esfericidade de *Bartlett* rejeitou a hipótese de que a matriz de correlações fosse uma matriz identidade, considerando-se um nível de significância de 1%. Com relação ao *KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)*, o conjunto de variáveis apresentou-se satisfatoriamente com um índice de 0,78. O *MSA (Measure of Sampling Adequacy)* revelou um índice entre 0,45 e 0,60 para as variáveis: Expectativa do PIB, Agregado Monetário M2, Índice de Produção Industrial e Bens de Capital, Produção de Aço, Salário Real, Taxa de Desemprego, Vendas Reais no Varejo, Vendas Reais de Veículos e Vendas Reais do Varejo Ampliado. No entanto, todas as variáveis foram mantidas na construção dos fatores, devido a importância desses indicadores no processo de tomada de decisão do Banco Central. Ademais, os valores obtidos para o índice *Alpha de Cronbach* indicaram uma alta confiabilidade da escala formada pelas variáveis, constatando que os indicadores formaram um constructo coerente. Esses resultados reforçam a consistência da análise fatorial realizada⁵³.

⁵³ O *Alpha de Cronbach* é um índice compreendido entre 0 e 1 que procura mensurar a consistência interna de um conjunto de variáveis, (quanto mais próximo da unidade, mais elevado a fidedignidade do constructo). Hair Jr. et al.

4.2.2. Análise dos Choques de Curto Prazo na Política Monetária por meio da Abordagem VAR

A presença do *price puzzle* e a eficácia do instrumento de política monetária serão abordados por meio da interpretação das Funções Impulso Resposta (FIR), considerando um choque exógeno temporário de um desvio padrão na *SELIC*. Será plotada a FIR ortogonalizada (linha contínua) dentro de um intervalo de confiança de dois desvios padrão (linha tracejada). O método de *Choleski* será utilizado na decomposição da matriz de variâncias e covariâncias do modelo, garantindo a ortogonalidade dos erros.

Nos APÊNDICES de AD a AJ são apresentadas as respostas das variáveis *SELIC*, inflação medida pelo IPCA, hiato do PIB, expectativa do IPCA e taxa de câmbio a vista, a um impulso na *SELIC*, respectivamente para as relações de 1 a 7 expressas na seção 3.3. Observa-se que a resposta da *SELIC* a um impulso na própria *SELIC* atinge um efeito máximo positivo transitório próximo do décimo mês, e cessa, ou mantém-se marginalmente diferente de zero, em torno do quinquagésimo mês em todas as especificações do modelo.

Nota-se também uma pequena reação positiva do hiato do PIB a uma política monetária contracionista que sustenta-se por dez meses, o que contradiz o efeito esperado com base na teoria econômica. A resposta do hiato do PIB também contraria os resultados obtidos por outros estudos que consideram a economia brasileira. Fernandes e Toro (2005) investigam o período de 1994 a 2001 e identificam um efeito negativo que cessa após oito trimestres. Em Céspedes et al (2008) é examinado a política monetária em dois períodos distintos, de 1996 a 1998 e de 1999 a 2004, através de um *SVAR* (*Structural VAR*). São empregados diversos critérios de identificação, e o efeito de um impulso na *SELIC* sobre a produção industrial (utilizado como *proxy* para o nível de atividade) foi negativo na maioria das especificações consideradas. Por outro lado, Bezerra et al. (2014) estimam um *VAR* e identificam uma redução do PIB industrial e do PIB real para o período compreendido entre 1995 e 2010. Tomazzia e Meurer (2009) e Araújo et al. (2015) também identificam uma reação declinante do nível de atividade a um choque contracionista da política monetária.

Adicionalmente, Smets et al. (2001) investigam o mecanismo de transmissão monetária para a Zona do Euro e os EUA por meio de um *VAR* aplicando diversos esquemas de identificação, compreendendo o período de 1980 a 1988. De uma forma geral, os autores identificam uma redução temporária do produto como resultado de um choque positivo na taxa de juros. No

(2005) sugerem um valor mínimo de 0,60 (pesquisas exploratórias) e de 0,70 (pesquisas aplicadas) para o índice. O valor para o conjunto de dados atingiu 0,89, e o valor para cada fator foi respectivamente de: 0,98, 0,95, 0,84, 0,79, 0,67 e 0,81 (variáveis padronizadas).

entanto, para algumas especificações empregadas, foi identificada uma elevação inicial do produto que ocasionalmente assume uma trajetória declinante. Bjornland et al. (2010) investigam o efeito dos preços imobiliários sobre o mecanismo de transmissão monetária na Noruega, Suécia e no Reino Unido entre 1983 e 2006. Nesse estudo, o efeito imediato de um choque monetário contracionista é a redução do PIB nas três economias. No entanto, no Reino Unido o impacto cessa após o trigésimo trimestre, enquanto nos demais países o efeito final negativo é permanente.

Em Franta et al. (2009) são examinados os efeitos da política monetária na República Checa para o período de 1998 a 2006, por meio das metodologias *SVAR*, *BVAR* e *FAVAR*. A redução do PIB como consequência de uma política monetária contracionista foi identificada nos três modelos. Mishkin et al. (2010) estimam inicialmente, a equação de Taylor (1993, 1995) por meio do *VAR* e *FAVAR*, e posteriormente por um *DSGE*, para a economia dos EUA para dois períodos distintos: de 1962: Q1 a 1973:Q3 e de 1984:Q1 a 2008:Q4. Os autores confirmam a resposta negativa do PIB a um choque positivo na taxa de juros nos dois períodos, considerando todos os modelos estimados. A divergência entre os resultados encontrados no presente estudo e os apresentados pela literatura empírica nacional e internacional será investigada mais profundamente na seção 4.2.4.

A reação do Dólar *spot* a um impulso na *SELIC*, obtida com base nas estimações das equações (5) e (6), é traduzida por meio de uma apreciação inicial marginal, seguida por um movimento mais acentuado de depreciação, e por uma trajetória de estabilização próxima de um efeito nulo no longo prazo. Esse resultado é semelhante ao encontrado para a Função Impulso Resposta gerada para o modelo *VEC* para a equação de reação do Banco Central (APÊNDICES R, S e T). A depreciação acentuada da taxa de câmbio como resposta à uma elevação da *SELIC* caracteriza a presença do *exchange rate puzzle* na economia brasileira.

Bloor e Matheson (2010) investigam a dinâmica do mecanismo de transmissão da política monetária na Nova Zelândia entre 2000:Q1 e 2007:Q4 e encontram um comportamento semelhante. Os autores estimam um *BVAR* e destacam a trajetória da taxa de câmbio real, como resposta a uma elevação da taxa de juros: após uma apreciação inicial, o câmbio assume uma trajetória de depreciação retornando ao patamar inicial após três anos. O resultado encontrado por Bloor e Matheson (2010) alinham-se com a resposta do Dólar *spot* da economia brasileira.

Com relação a inflação medida pelo IPCA⁵⁴, identifica-se que um impulso na taxa *SELIC* resulta em uma elevação da inflação, que atinge seu patamar máximo próximo ao décimo mês (aumento de aproximadamente 0,25 p.p), assume uma trajetória declinante e eventualmente

⁵⁴ A variável apresentada nas funções Impulso Resposta com a denominação IPCA representa o desvio da inflação média pelo IPCA com relação à meta estabelecida ($\pi_t - \pi^*$), conforme as especificações das equações de (1) a (7).

retorna a estabilidade no longo prazo, onde o efeito cessa. O impacto sobre a expectativa do IPCA é semelhante qualitativamente ao comportamento do índice de inflação. É importante salientar que em todas as sete equações estimadas o comportamento da inflação foi semelhante, evidenciando a presença do *price puzzle* na economia brasileira.⁵⁵ A inclusão dos preços das *commodities*, das expectativas inflacionárias e da taxa de câmbio nominal à vista não altera qualitativamente os gráficos obtidos. Esse resultado se encontra em linha com o estudo de Minella (2003) e Araújo et al. (2015) que também identificam o *price puzzle* para a economia brasileira, diferentemente do encontrado por Tomazzia e Meurer (2009) e Fernandes e Toro (2005). Céspedes et al. (2008) obtém resultados múltiplos dependendo do modelo estimado.

O fenômeno do *price puzzle* pode ser explicado por meio da avaliação dos determinantes inflacionários. Em especial, uma elevação da *SELIC* pode afetar o nível de preços por meio de diversos canais: 1) a redução das expectativas inflacionárias; 2) a redução da inflação de demanda (contração do investimento e consumo); 3) o *exchange rate pass-through* para o nível geral de preços; e 4) a ampliação dos custos de produção devido ao aumento do custo de capital. Dependendo de qual desses efeitos for dominante, o impacto final de uma elevação na taxa de juros de curto prazo sobre o nível geral de preços poderá ser negativo ou positivo (BARTH; RAMEY, 2000; JUSELIUS, 2001).

Por outro lado, a ocorrência do *price puzzle* também é interpretada na literatura como uma consequência de um modelo *VAR* incompleto, que omitiria o conjunto de informações abrangente considerado pelo Banco Central na definição de sua política monetária (SIMS, 1992), Christiano et al. (1999), Favero et al. (2005) e Bernanke et al. (2005).⁵⁶ Nesse cenário, uma política monetária contracionista com o objetivo de antecipar-se a uma elevação esperada da inflação, seria incorretamente entendida pelos pesquisadores, que interpretariam a elevação do nível dos preços como consequência do aumento da taxa de juros. O resultado seria a obtenção de uma correlação espúria, que encontraria solução por meio da inclusão de variáveis capazes de captar a expectativa da inflação futura, como o preço das *commodities* ou as expectativas inflacionárias dos agentes (SIMS, 1992; CASTELNUOVO; SURICO, 2010), ou alternativamente pelo uso do modelo *FAVAR* (BERNANKE et al., 2005).

⁵⁵ Adicionalmente, as relações (2), (4) e (7) foram estimadas seguindo a especificação de Peersman e Smets (2003) e Blaes (2009) pela inclusão do índice de preços internacional das *commodities* como variável exógena no *VAR*. Os resultados encontrados foram qualitativamente similares aos obtidos considerando o conjunto total de variáveis como endógenas.

⁵⁶ Veja Schabert et al. (2004) para uma discussão abrangente sobre a inclusão do canal do custo dentro de modelos *DSGE* com o objetivo simular a ocorrência do *price puzzle* para a Itália e o Reino Unido. Henzel et al. (2009) avaliam a relação entre o canal de crédito e o *price puzzle* por meio de um *DSGE* para a Zona do Euro. Os autores salientam que, o canal do custo de capital é capaz de explicar um percentual da elevação da inflação que segue a uma contração monetária.

Chowdhury et al. (2006) investigam o G-7 objetivando verificar a influência do canal do custo de capital no mecanismo de transmissão da política monetária durante o período de 1980 a 1997. Os autores constataam a presença do *price puzzle* e encontram evidência do repasse da elevação do custo de capital das empresas para os preços dos bens. Por último, Chowdhury et al. (2006) reforçam que o canal do custo é mais pronunciado no Reino Unido e nos EUA, do que nos países da Europa Continental e no Japão, devido a diferenças existentes na estrutura dos mercados financeiros. Esse resultado corrobora os estudos de Peersman et al. (2001), Bean et al. (2002) e Dedola et al. (2003) para a França, Itália, Reino Unido e os Estados Unidos.

Em Bjornland (2010) é constatado a presença do *price puzzle* para as economias da Noruega e Reino Unido e não é encontrado evidência para a Suécia. Eventualmente, o choque monetário cessa seu efeito sobre os preços no Reino Unido e reduz a inflação marginalmente na Suécia no longo prazo. Castelnuovo e Surico (2010) investigam a economia dos EUA entre 1966 e 1979 e 1979 e 2006, por meio de um *SVAR*. Os autores identificam a ocorrência do *price puzzle* somente no primeiro termo, onde a política monetária caracterizou-se como passiva⁵⁷. Esse resultado se encontra em linha com o estudo realizado por Boivin e Giannoni (2006), considerando um período semelhante para os EUA. Adicionalmente, os autores investigam o mecanismo de transmissão monetária por meio da calibração de um modelo *DSGE* que é empregado na geração de dados simulados. Esses dados foram empregados na reestimação do *SVAR* e o resultado obtido foi similar ao anterior. No entanto, o efeito positivo da taxa de juros sobre o nível de preços desaparece quando foi adicionada a expectativa inflacionária e impôs-se um conjunto de restrições de sinais.

Mishkin et al. (2010) identificam a ocorrência do *price puzzle* para a economia dos EUA mesmo com a inclusão do preço das *commodities*. Não obstante, a extensão do modelo com a incorporação das expectativas de inflação, resolve o problema do *price puzzle* e induz os autores a conclusão de que esse fenômeno esteja relacionado à omissão de variáveis relevantes.

Considerando a ocorrência do *price puzzle* na economia brasileira e os resultados distintos apresentados pela literatura empírica, a equação de reação do Banco Central (equação (32)) será estimada pela metodologia *FAVAR* na próxima subseção. Objetiva-se investigar se a presença dos *puzzles* encontrados são uma característica intrínseca ou uma omissão de variáveis relevantes no modelo estimado.

⁵⁷ A política monetária é definida como ativa (passiva) quando as alterações na taxa de juros nominal ocorrem de forma mais (menos) do que proporcional como resposta aos movimentos da inflação.

4.2.3. Análise dos Choques de Curto Prazo na Política Monetária por meio da Abordagem FAVAR

Nos APÊNDICES AK e AL são apresentadas as respostas de um conjunto de variáveis a um impulso de um desvio padrão na *SELIC*, considerando a especificação mais adequada baseado nos critérios de seleção para o modelo *FAVAR*. A *SELIC* atinge um ponto máximo em torno do décimo mês, quando assume uma trajetória declinante, eventualmente retornando ao ponto inicial. O Hiato do PIB responde negativamente a uma política monetária contracionista, o que está em acordo com o preconizado pela teoria econômica. Esse resultado é uma evidência de que o aumento do hiato do PIB, encontrado no modelo *VAR*, foi uma consequência de omissão de variáveis relevantes ao modelo. Ademais, o resultado reforça o entendimento de que a utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária é eficaz no que tange as alterações no nível do produto. Observa-se que a reação da Capacidade Instalada, da Produção Industrial, do Faturamento da Indústria e da Taxa de Desemprego contribui na confirmação do efeito negativo de uma contração monetária sobre o nível de atividade.

Lagana e Mountford (2005) estimam um *FAVAR* para o Reino Unido compreendendo o período de 1992:M10 a 2003:M1. Os autores empregam múltiplas especificações e encontram resultados semelhantes para as variáveis selecionadas, quando o modelo é estimado considerando especificações similares ao aplicado nesse estudo. Bernanke et al. (2005) obtém resultado análogo na estimação do *FAVAR* com 3 e 5 componentes comuns, a exceção do grau de utilização da capacidade instalada, que apresenta uma resposta inicial positiva a elevação da taxa de juros. No entanto, essa trajetória reverte-se rapidamente a partir do terceiro mês.

É importante observar que o comportamento das taxas de juros do Swap di X pré e da Estrutura a Termo se assemelha a dinâmica seguida pela própria *SELIC*. Esse resultado ilustra a relevância da estrutura a termo da taxa de juros, onde os movimentos na taxa *SELIC* são traduzidos simultaneamente na taxa de juros de longo prazo, possibilitando um impacto direto sobre o investimento e o consumo. Ressalta-se que esse resultado se diferencia da Função Impulso Resposta obtida por meio da metodologia *VEC* para a relação estabelecida pela equação de demanda por moeda (APÊNDICES L, M e N). O motivo por trás das diferenças estaria associado ao fato de que as variáveis *SELIC* e Swap di x pré, utilizadas na metodologia *FAVAR*, são taxas acumuladas em 12 meses. Ademais, a abordagem *FAVAR* é capaz de incluir um conjunto maior de variáveis que são importantes na determinação da taxa *SELIC*, reduzindo a possibilidade de omissão de variáveis relevantes.

Adicionalmente, nota-se que o efeito sobre as taxas de prazo mais longo (as taxas do Swap di X pré e ETTJ de 360 dias) foi menos expressivo, quando comparado às taxas de curto prazo

(em especial as taxas de 30 dias). Goodfriend (1998) encontra um resultado oposto para a economia dos EUA. Essa constatação sugere que o processo de formação das expectativas dos agentes brasileiros se diferencia daquele realizado pelos norte-americanos, considerando os respectivos períodos analisados pelos estudos (conforme revelado na subseção anterior).

Com relação aos agregados monetários, constata-se uma reação negativa para todas as medidas de estoque de moeda, confirmando a inexistência do *liquidity puzzle* para a economia brasileira, a exceção do estoque de M2 que apresenta uma reação marginal inicial positiva, revertida após o 15º mês. Blaes (2009) encontra uma resposta negativa do M1 e positiva do M2 e do M3 a um impulso na taxa de juros, no seu modelo *FAVAR*. No entanto, o M2 e o M3 assumem uma trajetória declinante a partir do sétimo mês, e o resultado final é negativo no longo prazo. O autor associa esse comportamento ao ajuste no portfólio de ativos dos agentes resultante das alterações na taxa de juros.

O investimento estrangeiro em carteira apresentou um comportamento consistente com o preconizado pela teoria de portfólio internacional.⁵⁸ Em especial, uma elevação da taxa de juros doméstica atrai capitais estrangeiros de curto prazo. No entanto, a ocorrência de uma depreciação do câmbio *spot*, logo após uma contração monetária, evidencia a presença do *exchange rate puzzle*, confirmando os resultados encontrados pelas abordagens *VAR* e *VEC* (especialmente para o primeiro e o terceiro períodos). Shibamoto (2007) constata por meio do *FAVAR*, que uma elevação da taxa de juros ocasiona uma depreciação cambial no Japão. Por outro lado, em Lagana e Mountford (2005) é identificada uma apreciação da Libra Esterlina para o Reino Unido. Dessa maneira, evidencia-se que o *exchange rate puzzle*, não é uma característica específica da economia brasileira e merece estudos adicionais, considerando a importância desse canal no mecanismo de transmissão a política monetária.

Não obstante a eficácia obtida pela utilização da taxa *SELIC* no controle do nível do produto, não se pode concluir o mesmo com relação ao controle inflacionário. O efeito do choque na *SELIC* sobre a inflação medida pelo IPCA evidencia novamente a presença do *price puzzle*, confirmando que esse fenômeno é persistente na economia brasileira, em concordância com os resultados obtidos pela abordagem *VAR* e *VEC*. A elevação da taxa de juros de curto prazo refletiu-se em um aumento da inflação, que atinge o auge em torno do décimo quinto mês e assume uma trajetória declinante a partir desse momento. É importante observar que o IGPDI, o IPADI e o IPCA para os preços livres (não administrados) apresentam trajetórias semelhantes, apesar de uma

⁵⁸ Veja Branson e Henderson (1984) para a relação entre a taxa de juros doméstica, o fluxo de capitais internacionais e o ajustamento dos portfólios dos agentes.

pequena redução inicial. Por outro lado, o núcleo do IPCA assume um curso ascendente imediatamente após o choque contracionista.

Diferente da evidência encontrada nesse estudo, Mishkin et al (2010) e Bernanke et al. (2005) concluem que o *price puzzle* encontra-se associado a uma especificação incompleta do modelo estimado para os EUA. Nesse sentido, esses autores identificam uma forte redução no *price puzzle* por meio da estimação do *FAVAR* para a economia dos EUA. Forni e Gambetti (2010) estimam um modelo de fatores estruturais, consistindo de 112 séries mensais da economia norte-americana, compreendendo o período de 1973 a 2007. Inicialmente, os autores utilizam um *VAR* e identificam o *price puzzle* que é resolvido pela inclusão dos fatores estruturais. De forma semelhante, Shibamoto (2007) identifica uma redução drástica do *price puzzle* quando a estimação é realizada pelo *FAVAR*, em comparação ao *VAR*. No caso do *FAVAR* o *price puzzle* é somente marginalmente diferente de zero.

Gupta et al. (2009, 2010) encontram evidência de que o *price puzzle* sobre os preços residenciais decorre da omissão de variáveis relevantes nos modelos *VAR*. Os autores utilizam o *FAVAR* e resolvem o *price puzzle* para as economias da África do Sul (1980: M01 a 2006:M04) e dos EUA (1976:M02 a 2005:M02). Favero et al. (2005) empregam o *FAVAR* para os EUA, a Alemanha, a França, a Itália e a Espanha para o período de 1959 a 1998 (EUA) e de 1982 a 1997 (para os demais países). Os autores estimam os fatores comuns de forma dinâmica e estática e alcançam resultados semelhantes para ambos. Para os EUA o *price puzzle* encontrado na estimativa pelo *VAR* desaparece completamente pela utilização do *FAVAR*. Os resultados obtidos são similares para os países europeus. Por último, Lagana e Mountford (2005) encontram resultados distintos, dependendo da especificação do modelo *FAVAR* empregado.

Diante do contraste encontrado entre os resultados alcançados por esse estudo e os demais da literatura empírica, foram realizadas estimativas considerando-se também 1, 3, 5, 7 e 9 fatores comuns, considerando-se entre 6 e 10 defasagens⁵⁹. Os resultados obtidos foram qualitativamente similares ao apresentado anteriormente para o caso com 6 fatores. A exceção reservou-se a trajetória seguida pelo M0, M3 e a taxa de câmbio, quando estimados com 1 e 3 fatores comuns. No entanto, reforça-se que o percentual de explicação da variância do conjunto dos dados explicada por 1 e 3 fatores atinge 20% e 39% respectivamente, não representando de forma abrangente o conjunto de indicadores considerado.

Uma descoberta adicional detectada nesse estudo se refere ao funcionamento do canal das expectativas dentro do mecanismo de transmissão da política monetário. Em especial, a autoridade monetária operacionaliza suas ações no sentido de direcionar as expectativas dos agentes com

⁵⁹ Essa estratégia também é seguida por outros autores como Blaes (2009) e Shibamoto (2007).

relação ao nível do produto e da inflação futuros. Nesse sentido, os resultados apresentados nos APÊNDICE 9 e 10, referente ao efeito de um choque monetário contracionista sobre as expectativas do IPCA, do IGPDI e do IPADI são qualitativamente semelhantes as respostas dos respectivos índices de preços. As expectativas do IPCA, do IGPDI e do IPADI, inicialmente sofrem uma elevação, para em seguida reverterem sua trajetória, a partir do décimo quinto mês. Portanto, a taxa SELIC não se apresenta como um instrumento eficaz na condução das expectativas dos agentes no que tange aos índices de preços⁶⁰.

4.2.4. Avaliação da Robustez dos Resultados

Com o objetivo de avaliar a consistência dos resultados encontrados e o possível impacto da crise econômica global de 2008 sobre o mecanismo de transmissão da política monetária da economia brasileira, os modelos VAR e FAVAR foram reestimados com um número alternativo de defasagens, de especificações e de períodos (de 2003: M07 a 2008: M06 e de 2008: M07 a 2016: M12), conforme sumarizado a seguir:

- I. O VAR estimado para o primeiro período gerou resultados similares ao modelo original, à exceção do hiato do PIB, que apresentou comportamento diferente nas estimações das relações (1), (3), (4), (6) e (7). Nesses casos, observou-se a inexistência da elevação do hiato do PIB após o choque monetário (a trajetória inicial é declinante). De uma maneira geral o grau do *price puzzle* encontrado foi persistente, no entanto, menor em todas as estimações;
- II. O VAR correspondente ao segundo período obteve resultados qualitativamente similares ao modelo original para todas as variáveis, (considerando as sete relações estimadas). No entanto, vale ressaltar que o *price puzzle* apresentou-se ligeiramente superior ao modelo original, que engloba o período completo, evidenciando uma resposta mais elevada da inflação as elevações da SELIC após junho/2008;
- III. O FAVAR aplicado ao primeiro período foi estimado com a inclusão de 1 a 6 fatores comuns e com até 10 defasagens. Devido ao número menor de observações, a especificação com 4 defasagens e 6 fatores comuns apresentou-se como a mais apropriada (as demais apresentaram instabilidade nos parâmetros estimados). De um modo geral, os resultados sustentaram as descobertas do modelo original, conforme apresentado no APÊNDICE AM. A exceção concentrou-se na redução da magnitude do *price puzzle* e no efeito da SELIC sobre a própria SELIC. Ademais, observou-se a inexistência do *exchange rate puzzle* e um efeito

⁶⁰ O IGPDI é constituído pelo IPADI, IPCDI e INCCDI, respectivamente com os pesos de 60%, 30% e 10%, sendo influenciado majoritariamente pela inflação no atacado.

marginalmente positivo sobre a demanda por moeda, caracterizando a ocorrência do *liquidity puzzle*;

- IV. A estimação do *FAVAR* para o segundo período considerou a inclusão de 1 a 9 fatores comuns com até 10 defasagens. No APÊNDICE AN são apresentados os resultados com 6 fatores comuns e 10 defasagens, que foi a mesma especificação adotada no modelo original. Os resultados encontrados também foram qualitativamente similares ao obtido para o modelo original, com a presença persistente do *price* e do *exchange rate puzzles*. A exceção ficou reservada a estimação realizada com 1 fator comum (20% de explicação da variância dos dados), onde identificou-se que a quantidade de M2, M3 e M4 eleva-se, como resultado de um choque positivo na *SELIC* (*liquidity puzzle*);
- V. Adicionalmente, o *FAVAR* foi estimado para o modelo original, englobando o período completo do estudo, considerando-se 9, 8 e 7 defasagens, mantendo-se os demais parâmetros inalterados. Os resultados encontrados foram similares ao modelo estimado com dez defasagens e seis fatores, reforçando a existência do *price* e do *exchange rate puzzle*⁶¹;
- VI. Por último, estimou-se o *FAVAR* considerando-se como variáveis observáveis não somente a *SELIC*, mas também o hiato do PIB e o diferencial entre a inflação medida pelo IPCA e a meta anual definida pelo CMN, além dos fatores comuns.⁶² As estimações foram realizadas englobando a amostra total e também as subamostras correspondentes aos dois últimos períodos desse estudo. A especificação do número de defasagens e dos fatores comuns seguiu o que foi estabelecido previamente para o modelo original e para as subamostras. De uma maneira geral, os resultados estimados apresentaram-se em linha com o modelo original. Destaca-se, no entanto, os seguintes efeitos do choque monetário contracionista: 1) a ocorrência do *price puzzle* em um patamar menor e uma resposta inicial positiva do hiato do PIB, no primeiro período de estimação e; 2) a identificação de uma presença mais acentuada do *price puzzle* e uma resposta negativa persistente do hiato do PIB, no segundo período considerado.

Os resultados acima confirmam as alterações ocorridas no mecanismo de transmissão da política monetária entre o segundo e o terceiro intervalos investigados nesse estudo, reforçando as evidências encontradas nas estimações realizadas pela metodologia *VEC* e *ARDL*. Especialmente a elevação do grau do *price puzzle* e da resposta negativa do PIB às elevações da

⁶¹ Alternativamente, o modelo principal foi estimado considerando o intervalo de confiança de 70% para as bandas, seguindo a estratégia metodológica de Blaes (2009) e Boivin e Giannoni (2008). Os resultados encontrados são demonstrados no Anexo 3.

⁶² Seguiu-se a estratégia metodológica adotada por Bernanke et al. (2005) e Favero et al. (2005).

taxa *SELIC* no terceiro período analisado. Ademais, confirma-se a presença do *exchange rate puzzle* no primeiro e terceiro períodos deste estudo.

5. CONCLUSÕES

As crises financeiras ocorridas a partir da década de 1980 e, principalmente, durante o período de eleição presidencial de 2002/2003 e a crise financeira dos *subprime* em 2007/2008, além da intensificação dos processos de globalização financeira e liberalização dos mercados de capitais trouxeram novos desafios para as autoridades monetárias. Atualmente, existe uma percepção de convergência das economias no que tange a elevação da integração econômica e financeira por meio do aumento do comércio internacional, da redução dos controles de capital e do desenvolvimento do mercado financeiro. Em especial, desde o início dos anos de 1990 o Brasil presencia regularmente um processo de abertura econômica e financeira, o que proporciona uma elevação do fluxo de comércio internacional e de movimento de capitais. Nesse cenário, o grau de abertura financeira assume um papel importante na determinação da eficácia da política monetária.

Entretanto, mesmo nesse cenário, a influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária é objeto de estudo de poucos trabalhos na literatura. Dessa forma, este trabalho procurou investigar se o grau de abertura financeira afetou o mecanismo de transmissão da política monetária brasileira nos três grandes momentos econômicos presenciados pelo país pós-implantação do regime de metas de inflação com câmbio flutuante.

Para analisar a influência do grau de abertura financeira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária e identificar se esse mecanismo foi afetado pelo comportamento distinto da economia brasileira durante o período analisado, estimou-se quatro relações econômicas: a equação de demanda por moeda, a curva IS de longo prazo, a função de reação do Banco Central e a equação de paridade coberta dos juros. Optou-se pela utilização das metodologias de estimação *VEC*, *ARDL*, *VAR* e *FAVAR*, sendo que as duas últimas foram aplicadas somente na estimação da função de reação do Banco Central. A estratégia metodológica segregou a estimação em três intervalos distintos: de janeiro/2000 a junho/2003, de julho/2003 a junho/2008 e de julho/2008 a dezembro/2016.

O trabalho introduziu uma medida do grau de abertura financeira da economia brasileira sob a forma de uma variável, o Diferencial Coberto dos Juros (DCJ), que baseou-se em quatro variáveis econômicas: a taxa de juros de curto prazo doméstica, a taxa de juros de curto prazo internacional, a taxa de câmbio à vista e futura. O DCJ apresentou comportamento distinto nos três períodos compreendidos por esse estudo. Até junho/2003 testemunhou-se uma grande volatilidade no DCJ, entre julho/2003 e junho/2008 o DCJ permaneceu próximo de zero e com

um comportamento estável. Por último, observou-se uma elevação da volatilidade do DCJ a partir de julho/2008 até dezembro/2016.

Os resultados indicaram a existência de uma relação negativa entre o DCJ e a demanda por moeda para os três períodos avaliados. Reforçando o potencial papel do investidor estrangeiro na demanda por moeda doméstica. Em especial, o Banco Central deve considerar o aumento na quantidade demandada por moeda, motivado pela entrada de capital estrangeiro, como consequência da elevação do nível de abertura financeira da economia. Encontrou-se evidência de que quanto maior o grau de abertura financeira da economia, maior será a demanda por moeda doméstica motivada pela entrada de capital estrangeiro. Esse influxo é capaz de afetar não somente a taxa de juros de curto prazo, por meio da elevação da quantidade demandada por moeda, mas também os demais canais da política monetária.

Dessa maneira, aceitou-se a hipótese levantada nesse estudo, de que o aumento do grau de abertura financeira elevou a demanda por moeda e afetou o mecanismo de transmissão da política monetária da economia brasileira durante o período de metas de inflação. Nesse contexto, uma política monetária somente será eficaz quando considerar o seu reflexo sobre o movimento de capital estrangeiro. Observa-se que a influência do grau de abertura financeira da economia brasileira sobre o mecanismo de transmissão foi superior quantitativamente nos dois últimos períodos em relação ao primeiro.

Adicionalmente, neste trabalho foram analisados os demais parâmetros das funções estimadas. Em síntese, os resultados revelaram o comportamento distinto da economia brasileira durante os três períodos analisados. Não obstante a eficácia obtida pela aplicação da taxa de juros de curto prazo no controle do nível do produto, não se pôde concluir o mesmo com relação ao controle inflacionário. Em especial, a ocorrência persistente do *price puzzle* evidenciou a inconsistência da utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária no controle no nível geral de preços.

Conclui-se que os resultados obtidos estiveram de acordo com a hipótese assumida neste trabalho, de que o aumento do grau de abertura financeira eleva a demanda por moeda afeta o mecanismo de transmissão da política monetária, nos três momentos econômicos distintos testemunhados pela economia brasileira pós-implantação do regime de metas de inflação com câmbio flutuante. Ainda, inserido no contexto de crescente globalização e integração dos mercados financeiros, o estudo se mostrou como uma ferramenta útil para a compreensão da influência do grau de abertura financeira da economia brasileira sobre o mecanismo de transmissão da política monetária.

A principal limitação desse estudo associou-se com a indisponibilidade de dados de séries temporais econômicas anteriores ao ano 2000, o que restringiu a extensão temporal dos modelos estimados.

Para trabalhos futuros, sugerem-se algumas extensões da análise aqui apresentada: i) ampliar a análise da relação entre o grau de abertura financeira da economia e o mecanismo de transmissão da política monetária para as principais economias emergentes; ii) metodologicamente, investigar a influência do grau de abertura financeira da economia sobre os canais da política monetária, de forma desagregada, por meio de modelos *DSGE-VAR*.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADLER, G.; DJIGBENOU, M. L.; SOSA, S. Global Financial Shocks and Foreign Asset Repatriation: Do Local Investors Play a Stabilizing Role? **Journal of International Money and Finance**, vol.60, p.8-28, feb. 2016.

AIZENMAN, J.; GLICK, R. **Sterilization, Monetary Policy, and Global Financial Integration**. Working Paper Santa Cruz Center for International Economics, nº 08-01, 2008.

AIZENMAN, J. The impossible trinity – from the policy trilemma to the policy quadrilemma. **Global Journal of Economics**, v. 02, n. 01, p. 817-858, mar. 2013.

ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. **Econometrica**, v. 59, n.3, pp. 817-858, mai. 1991.

ANDREWS, D. W. K.; MONAHAN, J. An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator. **Econometrica**, v. 60, n.4, p. 953-966, jul. 1992.

ARANGO, S.; NADIRI, M. I. Demand for money in open economies. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, n.1, p. 69-83, 1981.

ARAÚJO, E. C.; OREIRO, J. L. C.; FONSECA, M. R. R. **Não-linearidade da política monetária brasileira no período de metas de inflação: uma análise com base em um modelo MS-VAR**. UFRJ Instituto de Economia, Texto para Discussão nº 02, 2015.

ARIZE, A. C.; DARRAT, A. F.; MEYER D. J. Capital Mobility, Monetization, and Money Demand: Evidence from Africa. **The American Economist**, v. XXXIV, n. 1, p. 69-75, oct. 1990.

BAI, J.; NG, S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. **Econometrica**, v. 70, n.1, p. 191-221, jan. 2002.

BALL, L. **Policy Rules for Open Economies**. In: Johan B. Taylor (ed.): *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, Chicago, p. 127-144, 1999.

BAXA, J.; HORVATH, R.; VASICEK, B. **How does monetary policy change? Evidence on inflation-targeting countries**. *Macroeconomic Dynamics*, v. 18, n.3, p. 593-630, abr. 2014.

BEKAERT, G.; WEI, M.; XING, Y. Uncovered interest rate parity and the term structure. **Journal of International Money and Finance**, v. 26, p. 1038-1069, 2007.

BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. **Quarterly Journal of Economics**, v. 120, pp. 387-422, 2005.

BERNANKE, B. S. **The global saving glut and the U.S current account deficit**. Homer Jones Lecture, 2015.

BETANCOUR, C.; GREGORIO J.; MEDINA J. P. **The “great moderation” and the monetary transmission mechanism in Chile**. BIS Papers, n. 35, p. 159-178, 2008.

BEZERRA, F. J.; SILVA M. E. I.; LIMA, C. R. Os efeitos da política monetária sobre o produto no Brasil: evidência empírica usando restrição de sinais. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 2, p. 296-316, mai. /ago. 2014.

BJORNLAND, C. H.; JACOBSEN, H. D. The role of house prices in monetary policy transmission mechanism in small open economies. **Journal of Financial Stability**, v. 6, n.4 p. 218-229, dez. 2010.

BLAES, B. **Money and monetary policy transmission in the euro area: evidence from FAVAR and VAR approaches**. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, n° 18, 2009.

BLANCHARD, O.; ARICCIA, G. D.; MAURO, P. **Rethinking Macroeconomic Policy**. IMF Staff Position Note, SPN 10/03, 2010.

BOIVIN, J.; GIANNONI, P. M. **Global Forces and Monetary Policy Effectiveness**. NBER Working Paper, n° 13736, 2008.

BOIVIN, J. e NG, S. Are more data Always better for factor analysis? **Journal of Econometrics**, v. 132, p. 169-194, mar. 2005.

BRANSON, W. H.; HENDERSON, D. W. **The specification and influence of asset markets**. NBER Working Paper Series, n° 1283, 1984.

BRANSON, W. H.; HENDERSON, D. W. **The specification and influence of asset markets**. In: JONES, R.; KENEN, P. B. (Ed.). **Handbook of International Economics; International Monetary and Finance**. Amsterdam: North-Holland, v. 2, capítulo 16, 1985.

BREUSCH, T.; PAGAN, A. A simple test for heterocedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, v. 47, n.5, p. 1287-1294, set. 1979.

BRUNO, V. Shin, H. S. Cross-border banking and global liquidity. **Review of Economic Studies**, v. 82, n.2, p. 535-564, abr. 2015.

CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s. **American Economic Association**, v. 10, n. 2, p. 123-139, 1996.

CATÃO, L. A. V.; PAGAN, A. **The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structured VAR approach**. Working Paper Series, NCER, n° 53, 2009.

CARNEIRO D. D.; WU, T. Y. H. Contas Externas e Política Monetária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n.3, p. 301-323, jul. /set. 2004.

CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle. **The Economic Journal**, v. 120, n. 549, pp. 1262-1283, 2010.

CATAO, L. PAGAN, A. **The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structured VAR approach**. Documentos de Trabajo Banco Cenral Chile, n 579, 2010.

CECCHETTI, S. G.. **Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism**. FRB NY ECONOMIC POLICY REVIEW, Jul., 1999.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary Policy, Inflation and Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, pp. 123-160, abr./ jun. 2008.

CHADHA, J.; SARNO, L.; VALENTE, G. **Monetary policy rules, asset prices and exchange rates**. CEPR Discussion Paper, n. 4114, 2003.

CHATTERJEE, A. Globalization and monetary policy comovement: international evidence. **Journal of International Money and Finance**, v. 68, p. 181-202, nov. 2016.

CHOWDHURY, I.; HOFFMANN, M.; SCHABERT, A. Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission. **European Economic Review**, vol.50, n.4, p. 995-1016, 2006.

CHINN, M. D; ITO, H. What matters for financial development? Capital controls, institutions and interactions. **Journal of Development Economics**, v. 81, n.1, p. 163-192, 2006

CHINN, M. D.; ITO, H. A new measure of financial openness. **Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice**, v. 10, p. 309-322, set. 2008.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. The effects of monetary policy shocks: evidence from the flows of funds. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, n.1, p. 16-34, fev. 1996.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. **Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?** In “Handbook of Macroeconomics”, Elsevier Science, North Holland, 1999.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: Na Integrated Approach. **The American Economic Review**, v. 91, p.248-252, n. 2, mai. 2001.

CORSETTI, G.; PESENTI, P. International dimensions of optimal monetary policy. **Journal Monetary Economics**, v. 52, n.2, p. 281-305, mar. 2005.

CUKIERMAN, A. Monetary policy and institutions before, during and after the global financial crisis. **Journal of Financial Stability**, vol.9, n.3, p. 373-384, set. 2013.

DEVEREUX, M. **Monetary Policy, Exchange Rate Flexibility and Exchange Rate Pass Through**. In Revisiting the Case for Flexible Exchange Rates, Bank of Canada, 2001.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, v. 74, p. 427-431, 1979.

DORNBUSCH, R. **Exchange rate economics**. NBER Working Paper, N° 2071, 1986.

EBEKE, C.; KYOBE, A. **Global financial spillovers to emerging market sovereign bond markets**. IMF Working Paper, Washington D.C, n° 141, p. 1-21, 2015.

EDWARDS, S. **Interest rates, contagion and capital controls**. NBER WP, 7801, 2000.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n.4, p. 813-836, jul. 1996.

ENGEL, C.; WEST, K. D. Taylor rules and the deutschemark-dollar real exchange rate. **Journal of Money**, v. 38, n.5, p. 1175-1194, 2006.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representations, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n.2, p. 251-276, 1987.

FAVERO, C. A.; MARCELLINO, M.; NEGLIA, F. Principal Components at Work: The Empirical Analysis of Monetary Policy with Large Data Sets. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 6, p.603-620, jul. 2005.

FEENSTRA, C. R.; TAYLOR, M. A. **International Economics**. 2. Ed. New York: Worth Publishers, 2012.

FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flow. **Economic Journal**, v. 90, n.358, p. 314-329, jun. 1980.

FERNANDEZ, M. **Capital control measures: a new dataset**. IMF WP, n° 80, p. 1-32, 2011.

FERREIRA, D. M. **Política monetária e instabilidade financeira – uma análise para o regime de metas de inflação no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal de Viçosa, 2015.

FERNANDES, M.; TORO J. O Mecanismo de Transmissão Monetária na Economia Brasileira Pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 59, n.1, p. 5-32, jan. /mar.2005

FRANTA, M.; R. HORVATH; BORYS M. M. The effects of monetary policy in the Czech Republic: an empirical study. **Empirica**, v. 36, p. 419-443, out. 2009

FRATZSCHER, M.; EHRMANN, M. **Global financial transmission of monetary policy shocks**. CESIFO Working Paper, n° 1710, 2006.

FREITAS, M. C. P.; PRATES, D. M. A Abertura financeira no governo FHC: impactos e consequências. **Economia e Sociedade**, v. 17, pp. 81-111, dez. 2001.

FISHER, I. **The theory of interest**. New York: Macmillan, 1930

FRANKEL, J. Measuring international capital mobility: A review. **American Economic Review**, v. 82, n.2, p. 197-202, mai. 1992.

FRENKEL, J. A. No single currency regime is right for all countries at all times. *Essays in International Finance*, n. 215, ago. 1999.

GALI, J. How well does the IS-LM Model fit postwar U.S data? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n° 2, p. 709-738, mai. 1992.

GARCIA, M G. P.; OLIVARES, G. A. **O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real**. Texto para discussão no. 409, Departamento de Economia PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2000.

GHOSH, A. R.; CHAMON, M.; CROWE, C.; KIM, J. I.; OSTRY, J. D. **Coping with the Crisis: options for emerging market countries.** IMF Staff Position Note spn 09/08, 2009.

GIANNONE, D.; REICHLIN, L.; SALA, L. **Monetary Policy in Real Time,** NBER Macroeconomics Annual, v. 19, 2005.

GLICK, R.; HUTCHISON, M. **Navigating the Trilemma: Capital Flows and Monetary Policy in China.** WP Santa Cruz Center for International Economics, n° 08-11, 2008.

GODFREY, L. Testing for multiplicative heterocedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 8, n.2, p. 227-236, out. 1978.

GOLDBERG, L. S.; CETORELLI, N. Banking Globalization and Monetary Transmission. **The Journal of Finance**, v. LXVII, n. 5, 2012.

GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. **Journal of Econometrics**, v. 60, n.1-2, p. 203-233, jan./feb. 1994.

GOODFRIEND, M. **Using the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy.** Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quartely, v. 84, n. 3, 1998

GOODHART, C.; HOFMANN, B. **The Phillips curve, the IS curve and monetary transmission: evidence for the US and the Euro Area.** CESIFO Economic Studies, v. 51, n° 4, p. 757-775, 2005.

GOODHART, C.; HOFMANN, B. **The IS curve and the transmission of monetary policy: is there a puzzle?** ZEI Working paper, n° B13, 2003.

GOUJARD, A.; AHREND, R. Are all forms of financial integration equally risky? Asset price contagion during the global financial crisis. **Journal of Financial Stability**, v 14, p. 35-53, 2014.

GRAUWE, P. D.; GRIMALDI, M. **Exchange rate puzzles: A tale of switching attractors.** Sveriges Riskbank Working Paper Series, n. 163, 2004.

HAAN, W. J.; LEVIN, A. **A Practitioners Guide to Robust Covariance Matrix Estimation.** Em G. Maddala e C. Rao (eds), Handbook of Statistics: Robust Inference, v. 15, Elsevier, New York, 1997.

HAIR Jr., J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados.** 5° ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. **Applied time series modelling and forecasting.** Wiley, West Sussex, 2003.

HARVEY, A. C. Estimating Regression Models with Multiplicative Heterocedasticity. **Econometrica**, v. 44, n.3, p. 461-465, mai. 1976.

IACOVIELLO, M. **Consumption, house prices and collateral constraints: a structural econometric analysis.** Boston College Working Papers in Economics, 2004.

IACOVIELLO, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. **The American Economic Review**, v. 95, n. 3, p. 739-764, jun. 2005.

IVANOV, V.; KILIAN, L. A practitioner's guide to lag order selection for VAR Impulse Response Analysis. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 9, n.1, p. 1-33, 2005.

JANNSEN, N.; POTJAGAILO, G.; WOLTERS, M. H. **Monetary policy during financial crises: is the transmission mechanism impaired?** Economics Working Paper, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Department of Economics, n. 4, 2015.

JOHANSEN, S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S. Modelling of cointegration in the vector autoregressive model. **Economic Modelling**, v. 17, n.3, p. 359-373, aug. 2000.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K.; FRYDMAN, R.; GOLDBERG, M. Testing hypotheses in an I (2) model with piecewise linear trends. An analysis of the persistent long swings in the Dmk/\$ rate. **Journal of Econometrics**, vol. 158, n.1, p.117-129, set. 2010.

JUSELIUS, K. **An empirical analysis of the changing role of the German Bundesbank after 1983.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 58, n°4, 1996.

JUSELIUS, K. Changing monetary transmission mechanisms within the EU. **Empirical Economics**, v. 23, n.3, p. 455-481, set.1998.

JUSELIUS, K. European Integration and Monetary Transmission Mechanisms: The Case of Italy. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n. 3, p.341-358, mai. 2001.

JUSELIUS, K.; TORO, J.. Monetary transmission mechanisms in Spain: The effect of monetization, financial deregulation and the EMS. **Journal of International Money and Finance**, v. 24, n.3, p. 509-531, abr. 2005.

JUSELIUS, K. The cointegrated VAR model: methodology and applications. Oxford University Press, Oxford, 2006.

JUSELIUS, K. MACDONALD, R. The international parities between USA and Japan. Japan and the World Economy, v. 16, p. 17-34, 2004.

KAMIN, S. B. Financial Globalization and Monetary Policy. IMF Discussion Papers, n° 1002, 2010.

KARRAS, G. Openness and the effects of monetary policy. **Journal of International Money and Finance**, v. 18, n.1, p. 13-26, Jan. 1999.

KWIATKOWSKI, D.; Phillips, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n.1, p. 159-178, dez. 1992.

LAGANA; G.; MOUNTFORD, A. Measuring monetary policy in the UK: a factor-augmented vector autoregression model approach. The Manchester School Supplement, v. 1463, p. 77-98, fev. 2005.

LAILLER, D. E. W. The demand for money. Theories and evidence. Harper and Row. New York, 1985.

LAIDLER, D. E. W. Money and money income: an essay on the 'transmission mechanism'. **Journal of Monetary Economics**, v. 4, n.2, p. 151-191, abr. 1978.

LUTKEPOHL, H. Structural Vector Autoregressive Analysis for Cointegrated Variables, EUI Working Paper ECO, n. 2005/2, 2005.

LUTKEPOHL, H; KRATZIG, M. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004.

MCKENZIE, C. R. Money demand in an open economy. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 6, p. 176-198, 1992.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A var estimation. **Revista Brasileira de Economia**, vol.57, n.3, p. 605-635, jul. /set.2003.

MINGOTI, S. A. Análise de Dados Através de Métodos de Estatística Multivariada – Uma Abordagem Aplicada. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MINIANE, J. A new set of measures on capital account restrictions. IMF Staff Papers, nº 51(2), 2004.

MISHKIN, F. S; ESTRELLA A. The term structure of interest rates and its role in monetary policy for the European Central Bank. Federal Reserve of New York Research Paper, n. 9526, 1995.

MISHKIN, F. S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

MISHKIN, F. S. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. NBER Working Paper, nº 8617, 2001.

MISHKIN, F. Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary Policy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, p. 187-196, jan. 2009.

MISHKIN, F. S; KILEY, M. T.; BOIVIN, J. How has the monetary transmission evolved over time? NBER Working Paper, nº 15879, 2010.

MISHKIN, F. S. Monetary policy strategy: lessons from the crisis. NBER Working Paper Series nº 16755, 2010.

MODENESI, A. M. Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007. IPEA – Texto para Discussão, nº 1351, 2008.

MONACELLI, T. Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 37, n.6, p. 1047-1066, dez. 2005.

MONACELLI, T.; GALI, J. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. **The Review of Economic Studies**, v. 72, p. 707-734, 2005.

MORENO, R. Monetary transmission mechanism and long term interest rate in emerging markets. BIS Papers, Em BIS (Ed.). Transmission Mechanisms for monetary policy in emerging market economies, v. 35, p. 1-59, 2008.

MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **Canadian Journal of Economics and Political Sciences**, v. 29, n.4, p. 475-485, nov. 1963.

MURATA, K.; MUELLBAUER, J. Consumption, land prices, and the monetary transmission mechanism in Japan. Working Paper Series, Center on Japanese Economy and Business, n° 270, 2009.

NARAYAN, P. K. The saving and investment Nexus for China: evidence from cointegration tests. **Applied Economics**, v. 37, n.17, p. 1979-1990, 2005.

NEWAY, W.; WEST, K. A Simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n.3, p. 703-708, mai. 1987.

NEWAY, W.; WEST, K. Automatic Lag Selection in Covariance Estimation. **Review of Economic Studies**, v. 61, p. 631-654, 1994.

NEELY, C. J.; RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, n.7, p. 1471-1490, 2011.

NYONG, M. O. The demand for money, structural breaks and monetary policy in the Gambia. **Developing Country Studies**, v. 4, n. 19, 2014.

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. Global capital markets: integration, crisis and growth. New York: Cambridge University Press, 2004.

OBSTFELD, M.; SHAMBAUGH, J. C.; TAYLOR, A. M. Financial Stability, the Trilemma, and International Reserves. NBER Working Paper, n. 14217, 2008.

OFFERMANN, C. J.; HACHULA, M.; ANAYA, P. Spillovers of U.S. unconventional monetary policy to emerging markets: the role of capital flows. **Journal of International Money and Finance**, v. 73, p. 275-295, mai. 2017.

PESARAN, H. M.; SHIN, Y. Autoregressive Distributed Lag modelling approach to cointegration analysis. University of Cambridge, Department of Economics Working Paper Series, n° 9514, 1995.

PESARAN, H. M.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed Lag modeling approach to cointegration analysis. In "Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, ed. S. Strom, Cambridge University, p. 317-413, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v. 16, n.3, p. 289-326, 2001.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in Macroeconomics variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n.2, p. 355-385, out. 1997.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v. 75, n.2, p. 335-346, jun. 1988.

PIRES, M. C. C.; ANDRADE, J. P. Uma análise da Transmissão da Política Monetária e o canal da dívida pública com aplicação dos dados Brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 439-462, ago. 2009.

PORTER, M. G. A Theoretical and Empirical Framework for Analyzing the Term Structure of Exchange Rate Expectations. *IMF Staff Papers*, v. 18, p. 613-642, 1971.

PRADHAN, M.; BALAKRISHNAN, R.; BAQIR, R.; HEENAN, G.; NOWAK, S.; ONER, C.; PANTH, S. Policy responses to capital flows in emerging markets. *IMF Staff Discussion Note*, SDN 11/10, 2011.

QUINN, D. The correlates of change in international financial regulation. *American Political Science Review*, v. 91, n° 3, p. 531-551, set. 1997.

RAGOT, X. The case for a financial approach to money demand. *Journal of Monetary Economics*, v. 62, p. 94-107, 2014.

RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n.2, p. 371-380, 2002.

REINHART, C. M; CALVO, G. A.; VEGH, C. A. Targeting the real Exchange rate: theory and evidence. *IMF Working Paper*, n° 22, 1994.

REINHART, C. M.; MAGUD, N. E.; VESPERONI, E. R. CAPITAL INFLOWS, EXCHANGE RATE FLEXIBILITY, AND CREDIT BOOMS. *NBER Working Paper Series*, n. 17670, 2011.

REY, H. Dilemma not trilemma: the global cycle and monetary policy independence. *Economic Policy Symposium*, Jackson Hole, 1-2, 2013.

REY, H. International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma. *IMF Economic Review*, v. 64, n.1, p. 6-35, 2016.

ROGOFF, K. S. Impact of globalization on monetary policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole Symposium*, 2006.

RUDEBUSCH, G. D. Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure. *Journal of Monetary Economics*, v. 35, n.2, p. 245-274, abr. 1995.

RUDEBUSCH, G. D.; SVENSSON, L. E. O. Eurosystem monetary targeting: lessons from U.S. data. *NBER Working Paper*, n° 7179, 1999.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. E. O. Policy Rules for Inflation Targeting, In John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1999.

RUDEBUSCH G. D. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Research Gate, Electronic Journal*, 2001.

SAXENA, S. C. Capital flows, exchange rate regime and monetary policy. *BIS Papers*, n° 35, 2008.

SCHABERT, A.; HOFFMANN, M.; CHOWDHURY, I. Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission. *CFR Working Paper*, n.04-01, 2004.

SHEFRIN, H.; THALER, R. The behavioural Life-Cycle Hypothesis. *Economic Inquiry*, v. 26, p. 609-643, 1988.

SHIBAMOTO, M. An Analysis of Monetary Policy Shocks in Japan: A Factor Augmented Vector Autoregressive Approach. *Japanese Economic Review*, v. 58, n°4, p. 484-503, 2007.

SHIN, H. S. Global banking glut and loan risk premium. *IMF Economic Review*, v. 60, p. 155-192, 2012.

SHILLER, R. J.; CASE, K. E.; QUIGLEY, J. M. Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market. *The Berkeley Electronic Press*, v. 5, n. 01, 2005.

SIDAOU, J. J.; FRANCA, M. R. The monetary transmission mechanism in Mexico: recent developments. *BIS Papers*, n. 35, p. 363-392, 2008.

SMETS, F. Measuring monetary policy shocks in France, Germany and Italy: The role of the exchange rate. *BIS Working Papers*, n° 42, 1997.

SMETS, F.; PEERSMAN, G. The monetary transmission mechanism in the Euro Area: more evidence from VAR analysis. *European Central Bank, WP Series*, n. 91, 2001.

SVENSSON, L. E. O. Inflation targeting as a monetary policy rule. *Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Seminar Paper*, n° 646, 1998.

SVENSSON, L. E. O. The zero bound in an open economy: a fool proof way of escaping from a liquidity trap. *Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Seminar Paper*, n° 687, 2000.

SWANSON, E. T.; SPIEGEL, M. M.; FERNALD, J. G. Monetary policy effectiveness in China: evidence from a FAVAR model. ***Journal of International Money and Finance***, v. 49, p. 83-103, 2014.

STOCK, J.; WATSON, M. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. ***Journal of Business Economics Statistics***, v. 20, p. 147-162, abr. 2002.

STOCK, J.; WATSON, M. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. *NBER Working Paper*, n° 11467, 2005.

SVENSSON, L. E. O. Open-Economy Inflation Targeting. ***Journal of International Economics***, v. 50, n.1, p. 155-183, 1998.

SWANSON, E. T.; MARK M. S.; FERNALD, J.G. Monetary policy effectiveness in China: Evidence from a FAVAR model. ***Journal of International Money and Finance***, v. 49, p. 83-103, dez. 2014.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, 1993.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. ***Journal of Economic Perspectives***, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

TAYLOR, B. J.. The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. ***The American Economic Review***, v. 91, n. 2, p. 263-267, mai.2001.

TAYLOR, J. B. The impacts of globalization on monetary policy. *Banque de France, International Symposium*, 2008.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, n.1, p. 15-29, fev. 1969.

UNSAI, D. F. Capital flows and financial stability: monetary policy and macroprudential responses. **International Journal of Central Banking**, v. 9, p. 233-285, 2013.

UNSAI, D. F. The effectiveness of monetary policy transmission under capital inflows: evidence from Asia. *Borsa Instabul Review*, v. 14, n.2, p. 96-103, jun. 2014.

WHITE, H. A heterocedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test of heterocedasticity. **Econometrica**, v. 48, n.4, p. 817-818, 1980.

YADAV, I. S.; LAGESH, M. A. Macroeconomic Relationship in India: ARDL evidence on cointegration and causality. **Journal of Quantitative Economics**, v. 9, n° 1, p. 156-168, 2011.

APÊNDICES

APÊNDICE A

Figura 1.1 - Diferencial Coberto dos Juros (em % a.m)

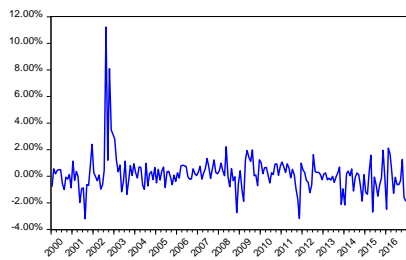


Figura 1.2 - Embi + Brasil (em pontos)

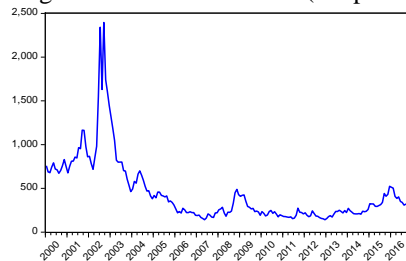


Figura 1.3 - Índice Ibovespa (em pontos)

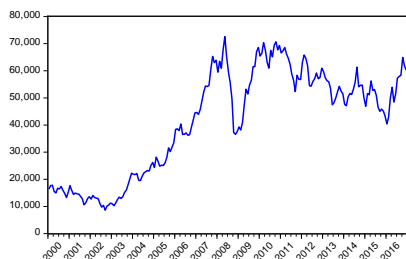


Figura 1.4 - Inflação IPCA 12 Meses (% a.m)

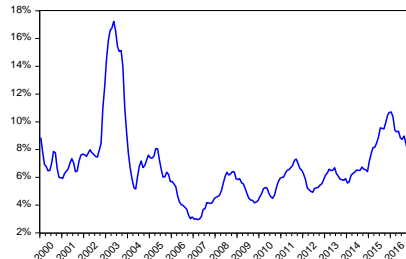


Figura 1.5 - Agregado Monetário M3 (em Bilhões de R\$)

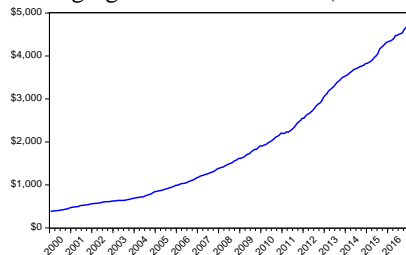


Figura 1.6 - PIB Real 12 Meses (em Bilhões de R\$)

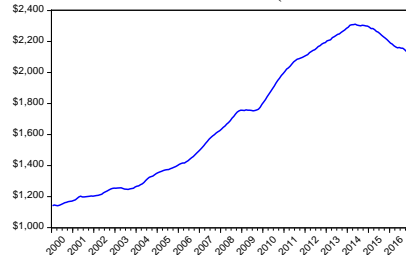


Figura 1.7 - SELIC Over Anual (% a.a.)

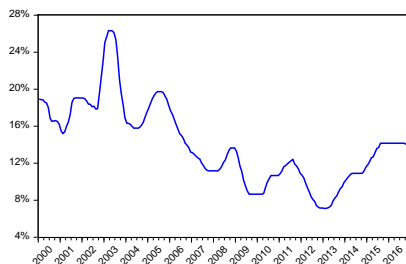
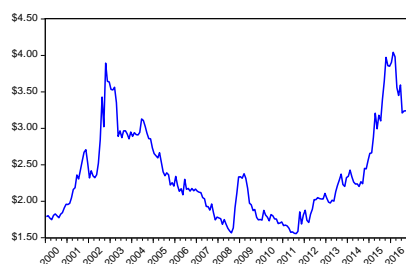


Figura 1.8 - Taxa do Dólar à vista (em R\$/US\$)



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

APÊNDICE B – Estudos Empíricos: Influência do Grau de Abertura Financeira sobre o Mecanismo de Transmissão da Política Monetária

Autores	Dados	Modelo	Resultados
G. Karras (1999)	Dados anuais de 1953 a 1990, considerando um painel de 38 países (Austrália, Áustria, Alemanha, Japão, Canadá, Colômbia, Equador, França, Índia, Itália, Paraguai, Tailândia, EUA, Reino Unido, dentre outros).	Modelo <i>ARDL</i> (autoregressivo e com defasagens distribuídas) aplicado a um conjunto de equações envolvendo o produto interno bruto, a inflação, a oferta de M1, o preço do petróleo e o grau de abertura da economia (a soma das exportações com as importações, dividido pelo produto interno bruto). Todas as estimações foram realizadas por meio do <i>ML</i> (<i>maximum likelihood</i>) com efeitos fixos para estimação considerando dados em painel. Adicionalmente, os testes de robustez foram realizados por <i>OLS</i> (<i>ordinary least squares</i>) e <i>ML</i> considerando o método das equações simultâneas.	O autor identifica evidências de que quanto maior o grau de abertura financeira, menor (maior) o efeito sobre o produto (inflação) de uma alteração na oferta de moeda.
C. R. McKenzie (1992)	Dados trimestrais de 1973: Q2 a 1984: Q4 do Japão.	Modelo <i>ARDL</i> (autoregressivo e com defasagens distribuídas) aplicado a uma equação envolvendo a demanda por moeda, o produto interno bruto, a taxa de juros de curto prazo nominal doméstica, a inflação, a taxa de variação esperada da cotação do câmbio nominal e a taxa de juros externa nominal de curto prazo (os dois últimos empregados com o objetivo de captar a influência externa na demanda por moeda). Foram utilizados o M1 e M2 como medidas de agregados monetários e os modelos foram estimados por <i>OLS</i> .	O autor encontra evidências de que a taxa de juros externa e a taxa de variação esperada da cotação do câmbio não são determinantes da demanda por M1 e M2 no Japão. No entanto, os autores salientam que devido a rapidez do ajuste do mercado monetário a periodicidade mais adequada para os dados seria mensal o que poderia resultar em conclusões diferentes.
A. C. Arize, A. F. Darrat e D. J. Meyer (1990)	Dados anuais de 1960 a 1987 considerando o Egito, a Gâmbia, a Mauritânia, o Marrocos, a Nigéria e a Somália.	Modelo <i>ARDL</i> (autoregressivo e com defasagens distribuídas) aplicado a uma equação envolvendo a demanda por moeda, o produto interno bruto, a inflação esperada e o grau de mobilidade de capital (soma da taxa de juros externa com a taxa de câmbio esperada). O modelo para cada país foi estimado separadamente por <i>OLS</i> .	Os autores identificam uma associação negativa entre a demanda por moeda doméstica e a taxa de juros externa e a depreciação cambial esperada. Adicionalmente, é reforçado a importância da incorporação dos movimentos da taxa de juros externa e da taxa de câmbio, na formulação das políticas monetárias dos países em estudo.

S. Arango e M. I. Nadiri (1981)	Dados trimestrais de 1960: Q1 a 1975: Q4, considerando o Canadá, a Alemanha, o Reino Unido e os Estados Unidos.	Modelo <i>ARDL</i> (autoregressivo e com defasagens distribuídas) aplicado a uma equação envolvendo a demanda por moeda, o produto interno bruto, a inflação esperada, a taxa de juros nominal de curto prazo doméstica e um conjunto de variáveis que capta a influencia da abertura econômica: a taxa de juros externa nominal de curto prazo, a taxa de câmbio nominal e a expectativa da taxa de câmbio nominal. O modelo para cada país foi estimado separadamente por <i>OLS</i> .	Os autores encontram uma relação negativa entre a demanda por moeda e a taxa de juros externa e a expectativa da taxa de câmbio para o Canadá, a Alemanha e o Reino Unido. Os EUA apresentaram resultados distintos. Os autores salientam a importância dos respectivos Bancos Centrais considerarem os movimentos das taxas de juros externas, do câmbio e das expectativas de depreciação/apreciação cambial, na adoção da política monetária. Em especial, os movimentos que ocorrem nessas variáveis são parcialmente absorvidos por ajustes na demanda por moeda.
S. C. Saxena (2008)	Dados mensais de 24 países emergentes (China, Hong Kong, Indonésia, Argentina, Brasil, Peru, dentre outros) considerando o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2006.	Modelo <i>ARDL</i> (autoregressivo e com defasagens distribuídas) aplicado a uma equação de determinação da taxa de juros de curto prazo nominal incluindo como variáveis explicativas: a taxa de juros de curto prazo nominal internacional, um índice de mobilidade de capital e o regime cambial adotado pelo país (fixo ou flexível). O modelo baseado em um painel de países é estimado por <i>OLS</i> pelo método <i>pooled</i> .	O autor constata que quanto maior o grau de mobilidade de capital, menor é a capacidade do país em determinar sua taxa de juros de forma independente. Essa dinâmica é atenuada nos países que adotam o câmbio flutuante, mas ainda persiste devido à política de esterilização empregada pelos Bancos Centrais.
M. O. Nyong (2014)	Dados mensais de janeiro de 1986 a abril de 2012 para a Gambia.	<i>OLS</i> estimado considerando como variável dependente o M2 e como variáveis explicativas a taxa de juros nominal sobre os depósitos à vista, a taxa de juros nominal de curto prazo, a inflação, a taxa de juros internacional e a expectativa de depreciação cambial. Foram estimados diversos modelos considerando intervalos de tempo distintos	De uma forma geral, os resultados encontrados divergiram entre os períodos no que tange ao impacto da expectativa da depreciação e das taxas de juros sobre a demanda por M2.

APÊNDICE C – Estudos Empíricos: o Mecanismo de Transmissão da Política Monetária

Autores	Dados	Modelo	Resultados
K. Juselius e J. Toro (2005)	Dados trimestrais de 1977: Q4 a 1996: Q3 da Espanha.	VEC estimado com duas sub amostras de 1977:Q4 a 1988:Q4 e de 1989:Q1 a 1996:Q3 correspondendo ao período de sistema de taxa de câmbio pré EMS e ao EMS (<i>European Monetary System</i>) para a Espanha. O modelo inclui como variáveis endógenas a M3, a inflação, o produto interno bruto, a taxa de juros nominal de curto prazo e a taxa de juros nominal das debêntures de longo prazo.	De uma forma geral os autores identificam diferenças no mecanismo de transmissão da política monetária entre os dois períodos. A pressão sobre a inflação apresentou-se como mais relacionada com a expansão monetária no primeiro período e com a pressão de demanda agregada no segundo termo. No entanto, em ambos os períodos a inflação associou-se negativamente com a taxa de juros nominal de curto prazo. Ademais, no primeiro período a taxa de juros nominal de curto prazo apresentou uma forte associação positiva com oferta de moeda e o produto interno bruto, o que não ocorreu no segundo termo. No segundo intervalo não foi encontrado evidência de que um aumento da oferta de moeda cause inflação e a taxa de juros de curto prazo ajustou-se aos movimentos da taxa de juros de longo prazo.
K. Juselius (2001)	Dados trimestrais de 1974:Q2 a 1994:Q4 para a Itália.	VEC estimado com duas sub amostras de 1974:Q2 a 1983:Q1 e de 1983:Q2 a 1994:Q4 correspondendo ao período de sistema de taxa de câmbio pré EMS e ao EMS (<i>European Monetary System</i>) para a Itália. O modelo inclui como variáveis endógenas a M2, a inflação, o produto interno bruto, a taxa de juros nominal de curto prazo e a taxa de juros nominal das debêntures de longo prazo.	De uma maneira geral a autora identifica a existência de uma relação positiva entre o hiato do produto e o M2 e negativa com a taxa de juros nominal de curto prazo, no entanto, essa relação foi mais forte no primeiro período. A inflação ajusta-se positivamente ao hiato do produto no primeiro período e a oferta de moeda no segundo termo. Nos dois períodos uma elevação da taxa de juros nominal de curto prazo resulta em um aumento da inflação, devido a preponderância do fator “custo de capital” sobre a “pressão de demanda”, na determinação

			do efeito final sobre o nível geral de preços. No entanto, a magnitude do efeito da taxa de juros sobre a inflação no segundo período foi menor.
C. Betancour, J. Gregório e J. Medina (2008)	Dados mensais de janeiro de 1991 a dezembro de 2006 para o Chile.	VAR estimado para dois períodos distintos: de janeiro de 1991 a dezembro de 1999 e de janeiro de 2000 a dezembro de 2006. O modelo incluiu como variáveis endógenas a taxa de juros nominal de curto prazo, o produto, o M1, o índice de preços ao consumidor e a taxa de câmbio real.	Os autores constataam uma redução do <i>exchange rate pass-through</i> para o nível geral dos preços no segundo período. Ademais, foi identificada uma associação negativa entre a inflação e o nível do produto no primeiro período e positiva entre os anos de 2000 a 2006.
J. J. Sidaoui e M. R. Francia (2008)	Dados mensais de junho de 1996 a agosto de 2006 para o México.	VAR estimado para dois períodos distintos: de junho de 1996 a dezembro de 2000 e de janeiro de 2001 a agosto de 2006. O modelo incluiu o hiato do produto, a inflação, a taxa de juros nominal de curto prazo, a taxa de crescimento anualizada do M1, a taxa de depreciação da taxa de câmbio nominal, a taxa de crescimento anualizada da oferta de crédito imobiliário real, a taxa de crescimento anualizada da oferta de crédito real para as firmas e a taxa de crescimento real do estoque de debêntures emitidas pelas firmas.	As principais conclusões apresentadas pelos autores, baseadas em uma comparação entre os dois períodos foram: 1) redução da reação do hiato do produto à taxa de juros; 2) redução do nível de <i>exchange rate pass-through</i> para o nível geral de preços; 3) aumento do efeito das alterações da taxa de juros sobre a inflação.
J. G. Fernald, M. M. Spiegel e E. T. Swanson (2014)	Dados mensais de janeiro de 2000 a setembro de 2013 da China.	FAVAR estimado considerando o conjunto de 44 variáveis (índice de preços ao consumidor, agregados monetários, taxa de juros de curto prazo nominal, dentre outras).	Os autores encontram uma relação negativa entre o nível das reservas compulsórias bancárias e a atividade econômica e a inflação. Adicionalmente, identifica-se a existência de um efeito significativo da taxa de juros de curto prazo sobre o nível do produto e a inflação.
B. S. Bernanke, J. Boivin e P. Elias (2005)	Dados mensais de janeiro de 1959 a dezembro de 2001 dos EUA.	VAR considerando a taxa de juros nominal de curto prazo, o produto e o índice de preços ao consumidor e o FAVAR estimado incluindo o conjunto de 120 variáveis (índice de preços ao consumidor, agregados monetários, taxa de juros de curto prazo nominal, dentre outras).	Os autores identificam que a existência do <i>price puzzle</i> na economia dos EUA trata-se de uma omissão de variável relevante no modelo. Ademais, é identificado uma reação negativa da produção industrial a uma elevação da taxa de juros.

J. Boivin, M. T. Kiley e F. S. Mishkin (2010)	Dados mensais de janeiro de 1962 a dezembro de 2008 dos EUA.	VAR considerando a taxa de juros nominal de curto prazo, o produto, o índice de preços ao consumidor, FAVAR estimado englobando um grupo de 181 variáveis (índice de preços ao consumidor, agregados monetários, taxa de juros de curto prazo nominal, dentre outras) e um DSGE utilizando as variáveis empregadas na estimação do VAR. As estimativas foram realizadas para dois intervalos distintos: de janeiro de 1962 a setembro de 1979 e de janeiro de 1984 a dezembro de 2008.	Os autores identificam que a existência do <i>price puzzle</i> na economia dos EUA trata-se de uma omissão de variável relevante no modelo. Ademais, é encontrado uma reação negativa do produto interno bruto a uma elevação da taxa de juros. No entanto, a magnitude da redução do produto interno bruto no primeiro período foi mais acentuada do que no segundo período, que apresentou uma resposta mais demorada, mas mais persistente.
H. C. Bjornland e D. H. Jacobsen (2010)	Dados trimestrais de 1983:Q1 a 2006:Q4 para a Noruega, a Suécia e o Reino Unido.	VAR estimado considerando as variáveis: índice de preço ao consumidor, produto interno bruto, taxa de juros nominal de curto prazo doméstica, taxa de juros nominal de curto prazo internacional, taxa de câmbio real e preço real das residências.	Os autores identificam a ocorrência de uma redução imediata do produto interno bruto e dos preços das residências nos três países como consequência de uma política monetária contracionista. Além disso, é identificado a ocorrência do <i>price puzzle</i> no Reino Unido e na Noruega.
C. Goodhart e B. Hofmann (2003)	Dados trimestrais de 1982:Q1 a 2001:Q4 para os EUA e a Zona do Euro.	São empregadas várias especificações da curva de <i>Phillips</i> e da <i>IS</i> , estimados por meio do método <i>SUR (Seemingly Unrelated Regression)</i> . As variáveis incluídas nos modelos são: inflação, hiato do produto interno bruto, taxa de juros nominal de curto prazo, preço das <i>commodities</i> , preço real das residências.	De uma maneira geral, o resultado indica a existência de uma relação positiva entre o produto interno bruto e a inflação e negativa entre a taxa de juros nominal de curto prazo e o produto para ambas as regiões (EUA e Zona do Euro).
E. C. de Araújo, J. L. C. Oreiro e M. R. R. Fonseca (2015)	Dados mensais de janeiro de 2000 a outubro de 2013 para o Brasil.	MSVAR estimado considerando as variáveis: taxa de juros de curto prazo nominal, inflação, produção industrial, proporção da dívida líquida do setor público como proporção do produto interno bruto, percentual da dívida indexada a taxa de juros de curto prazo nominal, taxa de câmbio nominal e o índice de termos de troca.	Os autores identificam a presença do <i>price puzzle</i> e de um efeito negativo na produção industrial como resultado de um choque positivo na taxa de juros de curto prazo.

B. Céspedes, E. Lima, A. Maka (2008)	Dados mensais de janeiro de 1996 a dezembro de 2004 para o Brasil.	<i>VAR</i> estrutural estimado para dois períodos distintos: de janeiro de 1996 a dezembro de 1998 e de janeiro de 1999 a dezembro de 2004. O modelo incluiu como variáveis: a taxa básica de juros nominal de curto prazo, o índice de preços ao consumidor amplo, produção industrial, M1, reservas internacionais não emprestáveis, taxa de câmbio nominal e o swap di x pré de 180 dias.	Os autores encontram evidências de que uma política monetária contracionista reduz o nível geral de preços. Adicionalmente, foi encontrado um efeito significativo dos movimentos da taxa de câmbio sobre a inflação e não foi identificado a existência do <i>price puzzle</i> .
A. M. Modenesi (2008)	Dados mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2007 para o Brasil.	<i>OLS</i> estimado considerando separadamente a inflação dos bens administrados e a inflação livre, as demais variáveis foram: a taxa de juros nominal de curto prazo e a produção industrial.	O autor conclui que o Banco Central reage com uma elevação da taxa de juros de curto prazo tanto a um aumento da inflação livre como dos preços administrados. Além disso, é encontrada uma associação negativa entre a produção industrial e a taxa de juros nominal de curto prazo.
M. Fernandes e Juan Toro (2005)	Dados trimestrais de 1996:Q1 a 2001:Q4 para o Brasil.	<i>VEC</i> estimado considerando as variáveis: M3, produção industrial, inflação, taxa de juros nominal de curto prazo, taxa de juros nominal swap di x pre de 63 dias, taxa de câmbio nominal,	Não é encontrada evidência da existência do <i>price puzzle</i> . Adicionalmente, os autores identificam uma reação negativa da demanda por M3 e da produção industrial a um choque positivo na taxa de juros nominal de curto prazo.
F. J. Bezerra, M. E. Silva e C. R. Lima (2014)	Dados trimestrais de 1995:Q1 a 2010:Q4 para o Brasil.	<i>VAR</i> aplicado as variáveis produto interno bruto, produção industrial, reservas não emprestáveis, reservas totais, índice de preços ao consumidor, índice de preços das <i>commodities</i> e taxa de juros nominal de curto prazo.	Os autores encontram que uma elevação da taxa de juros nominal de curto prazo possui um efeito redutor do PIB e do produto industrial.

C. E. Tomazzia e R. Meurer (2009)	Dados mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2008 para o Brasil.	VAR estimado para dois modelos teóricos distintos englobando as variáveis: taxa de juros de curto prazo nominal, produção industrial, índice geral de preços ao mercado, M1, taxa de câmbio nominal, agregado de crédito do setor privado, expectativa inflacionária, taxa de juros swap di x pre de 360 dias, valor das exportações, valor das importações, índice <i>Embi+</i> e a produção industrial de setores específicos (bens de consumo duráveis, não duráveis, construção civil, etc.).	No geral, os autores encontraram que a produção é consistentemente afetada pelo choque exógeno de política monetária, sendo que seu efeito máximo ocorreu entre cinco e oito meses e o nível de produção industrial retorna a tendência de longo prazo em menos de dois anos. Ademais, os autores identificam uma reação negativa do nível dos preços a um choque monetário contracionista.
-----------------------------------	--	---	---

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE D- Resultado do Teste de Raiz Unitária em Nível⁶³

Variável	ADF (6 lags)	DFGLS (6 lags)	P. Perron	KPSS	Perron (6)	I/T ⁶⁴
M3	3,9725	-1,2730	-0,9104	0,2148	-4,0204	I
IPCA	-2,1808	-1,4058	-0,7963	0,2262	-2,8816	I
Inflação	-6,3792***	-6,3101***	-6,4515***	0,1865*	-8,3210***	I
Inflação 12	-3,2937***	-2,7932***	-2,6874*	0,2481*	-6,9151***	I
Swap DI X	-2,1699	-1,3049	-2,0218	0,2346	-4,6263	T
PIB	-1,6701	-1,0357	3,0295	0,2466	-2,7839	I
PIB 12 Meses	1,4821	-1,6837	0,6909	0,2155	-3,0810	T
SELIC	-1,8637	-2,3303	-2,6430	0,2137	-3,6656	I
SELIC 12	-3,6595**	-3,6647***	-0,8994	0,2132***	-4,9252**	I
Dólar Spot	-1,6829	-1,5928	0,2358	0,2580*	-3,3569	I
Dólar Futuro	-1,0736	-1,1699	0,3720	0,2539*	-3,3020	T
Embi +	-0,7577	-1,7804	-0,7528	0,3021	-3,3945	I
TBILL	-2,9042***	-2,2935	-2,2478**	0,0915*	-4,4135*	I
DCJ	-7,1583***	-6,2344***	-11,4404***	0,0737*	-12,4649***	I
Hiato do PIB	-3,4143***	-3,1976***	-1,7335*	0,1100*	-6,4572***	I
Ibovespa	0,1363	-1,6054	0,1148	0,3301	-3,7461	I
Índice de Das	-4,5063***	-3,0321***	-2,7797***	0,0650*	-4,7847**	T

Commodities

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

APÊNDICE E- Resultado do Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença⁶⁵

Variável	ADF (6 lags)	DFGLS (6 lags)	P. Perron	KPSS	Perron (6 lags)	I/T
M3	-5,4794***	-4,2125***	-11,2402***	0,2683*	-12,8099***	I
IPCA	-6,1757***	-4,8465***	-6,1624***	0,2005*	-8,4461***	I
Inflação Mensal	-8,5778***	-3,5885***	-17,4613***	0,0165*	-8,3592***	I
Inflação 12 Meses	-6,2750***	-4,7350***	-6,2394***	0,0391*	-7,9149***	I
Swap DI X PRÉ 360	-6,3619***	-5,5133***	-14,4986***	0,0457*	-15,0423***	T
PIB	-9,0792***	-4,5430***	-18,8410***	0,2279*	-19,4783***	I
PIB 12 Meses	-1,9049*	-2,3951**	-4,0099**	0,3153	-6,5390***	T
SELIC	-7,1922***	-7,1947***	-23,6480***	0,1450*	-24,6984***	I
SELIC 12 Meses	-5,6802***	-5,6983***	-4,6507***	0,0752*	-6,5480***	I
Dólar Spot	-8,2000***	-7,0553***	-14,8316***	0,1231*	-15,4100***	I
Dólar Futuro	-8,4724***	-8,3743***	-13,7694***	0,1442*	-13,6938***	T
Embi +	-13,5308***	-12,7523***	-13,5308***	0,1046*	-14,6371***	I
TBILL	-4,5986***	-1,9932**	-8,0566***	0,0884*	-9,3357***	I
DCJ1	-8,8262***	-21,1816***	-93,9059***	0,2125**	-11,9426***	I
Hiato do PIB	-11,6777***	-12,0367***	-86,9153***	0,5000***	-19,9426***	I
Ibovespa	-12,6050***	-11,1853***	-12,5920***	0,1172*	-13,3703***	I
Índice de Preços	-7,9324***	-7,5756***	-33,0781***	0,1504*	-8,6574***	T

Das Commodities

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

*** significativo a 1%; ** significativo a 5% e * significativo a 10%.

⁶³ Adicionalmente, aplicou-se o teste de raiz unitária de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), considerando-se um ao nível de significância de 1%, as variáveis taxa *SELIC* 12 Meses e Hiato do PIB, confirmando que ambas as séries são I (0). Os testes ADF, DFGLS, P. Perron e Perron consideraram como hipótese nula a presença de raiz unitária. No teste KPSS a hipótese nula é a presença de estacionariedade.

⁶⁴ Os testes de estacionariedade foram realizados com a presença somente do intercepto (I) ou com a presença do intercepto e do termo de tendência (T).

⁶⁵ Adicionalmente, aplicou-se o teste de raiz unitária de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), considerando-se um ao nível de significância de 5%, as variáveis taxa *SELIC* 12 Meses e PIB 12 Meses, confirmando que ambas as séries são estacionárias em primeira diferença.

APÊNDICE F– Estatística dos Valores da Probabilidade (p-valor) – Modelo *VEC*⁶⁶

Variável	Período	Autocorrelação (LM)		Normalidade (JB)
		Ordem 1	Ordem 2	
Relação 17	Jan/2000 a jun/2003	0,9381	0,3448	0,1777
	Jul/2003 a jun/2008	0,6215	0,6590	0,0007
	Jul/2008 a dez/2016	0,6633	0,3895	0,6909
Relação 18	Jan/2000 a jun/2003	0,3337	0,1954	0,5195
	Jul/2003 a jun/2008	0,3716	0,7138	0,7767
	Jul/2008 a dez/2016	0,0157	0,2027	0,5407
Relação 19	Jan/2000 a jun/2003	0,8532	0,4964	0,0066
	Jul/2003 a jun/2008	0,7963	0,0510	0,6275
	Jul/2008 a dez/2016	0,0733	0,0228	0,0067
Relação 27	Jan/2000 a jun/2003	0,3741	0,7349	0,1585
	Jul/2003 a jun/2008	0,4117	0,3632	0,8589
	Jul/2008 a dez/2016	0,0004	0,0003	0,0000

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

APÊNDICE G– Estatística dos Valores da Probabilidade (p-valor) – Modelo *ARDL*⁶⁷

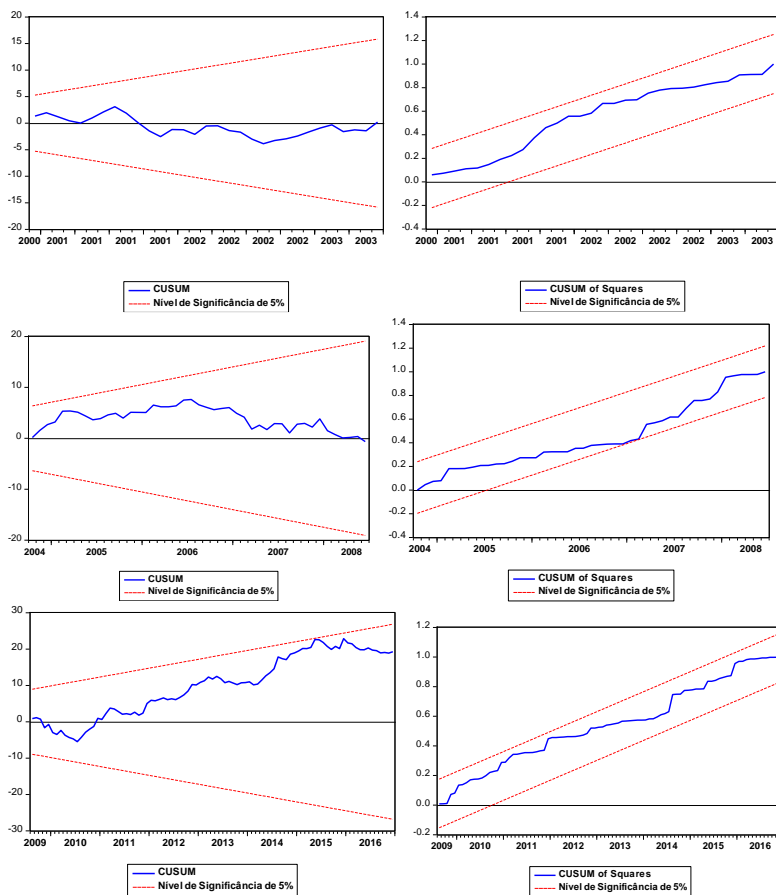
Variável	Período	Autocorrelação	Heterocedasticidade	Normalidade
		(Breusch-Godfrey)	(ARCH)	
		Ordem 4	Ordem 4	(JB)
Relação 17	Jan/2000 a jun/2003	0,1319	0,6893	0,1153
	Jul/2003 a jun/2008	0,0726	0,7997	0,8681
	Jul/2008 a dez/2016	0,6912	0,8480	0,0416
Relação 18	Jan/2000 a jun/2003	0,3902	0,0481	0,3655
	Jul/2003 a jun/2008	0,6238	0,6452	0,9352
	Jul/2008 a dez/2016	0,1084	0,1954	0,5993
Relação 19	Jan/2000 a jun/2003	0,2254	0,7855	0,4061
	Jul/2003 a jun/2008	0,3355	0,9823	0,4832
	Jul/2008 a dez/2016	0,1324	0,9905	0,0033
Relação 27	Jan/2000 a jun/2003	0,7275	0,2907	0,0014
	Jul/2003 a jun/2008	0,6650	0,8706	0,5390
	Jul/2008 a dez/2016	0,0000	0,4634	0,3181

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa

⁶⁶ O p-valor inferior a 5% ocorrido no teste LM para a Relação 18 (terceiro período) e a Relação 19 (terceiro período) não foram encontrados quando o teste considerou uma ordem de 3 e 4 defasagens. A ausência de normalidade identificada em algumas das estimações foi motivado pelo excesso de curtose da variável Inflação 12 Meses e da *SELIC* 12 Meses (Relação 3) e da taxa *TBILL* (Relação 4).

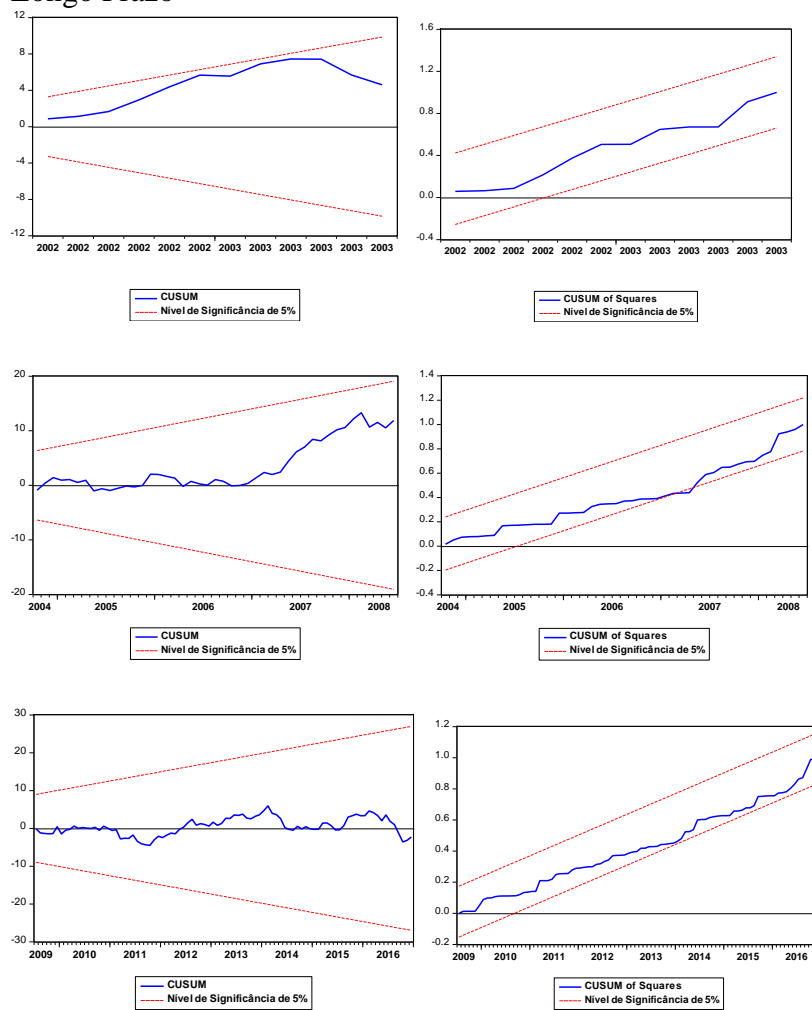
⁶⁷ A ausência de normalidade dos resíduos identificada em algumas das estimações foi motivada pelo excesso de curtose (Relação 3 e 4). Adicionalmente, aplicou-se o teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey (Breusch e Pagan (1978) e Godfrey (1978)) aos resíduos estimados pelo modelo *ARDL*. Os resultados confirmaram a ausência de heterocedasticidade evidenciada nos valores obtidos pelo teste *ARCH* (considerando-se um nível de significância de 1%), a exceção da equação estimada para o segundo período, referente ao terceiro modelo (equação de reação do Banco Central). Dessa forma, procedeu-se com a aplicação dos testes de White e Harvey sobre os resíduos da estimação dessa equação, que confirmaram a ausência de heterocedasticidade ao nível de significância de 1%.

APÊNDICE H- Teste de Estabilidade dos Coeficientes- Relação 1: Equação de Demanda por Moeda



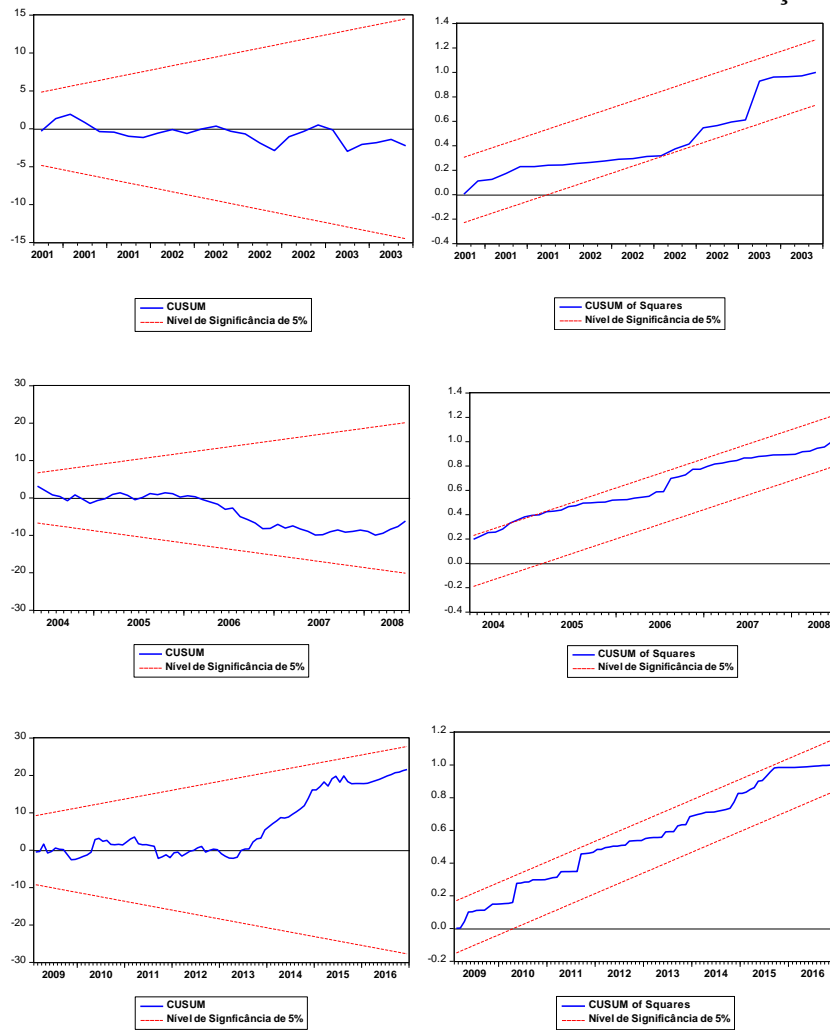
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE I- Teste de Estabilidade dos Coeficientes- Relação 2: Equação da Curva IS de Longo Prazo



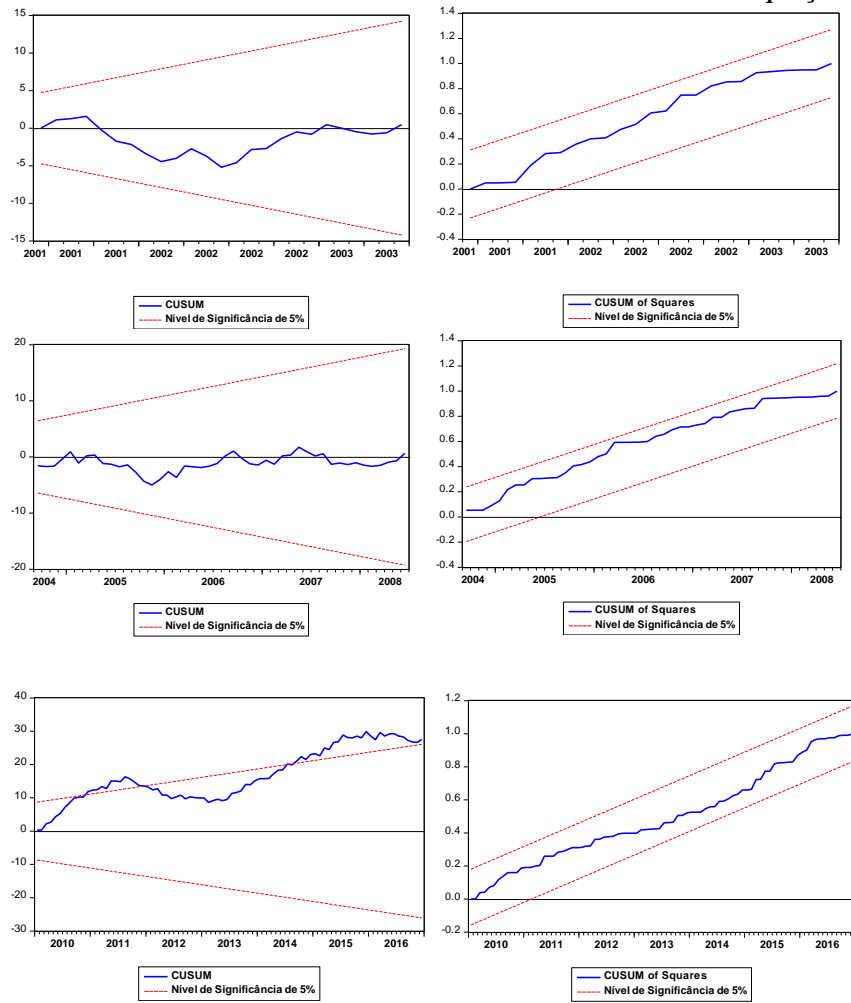
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE J: Teste de Estabilidade dos Coeficientes - Função de Reação do Banco Central



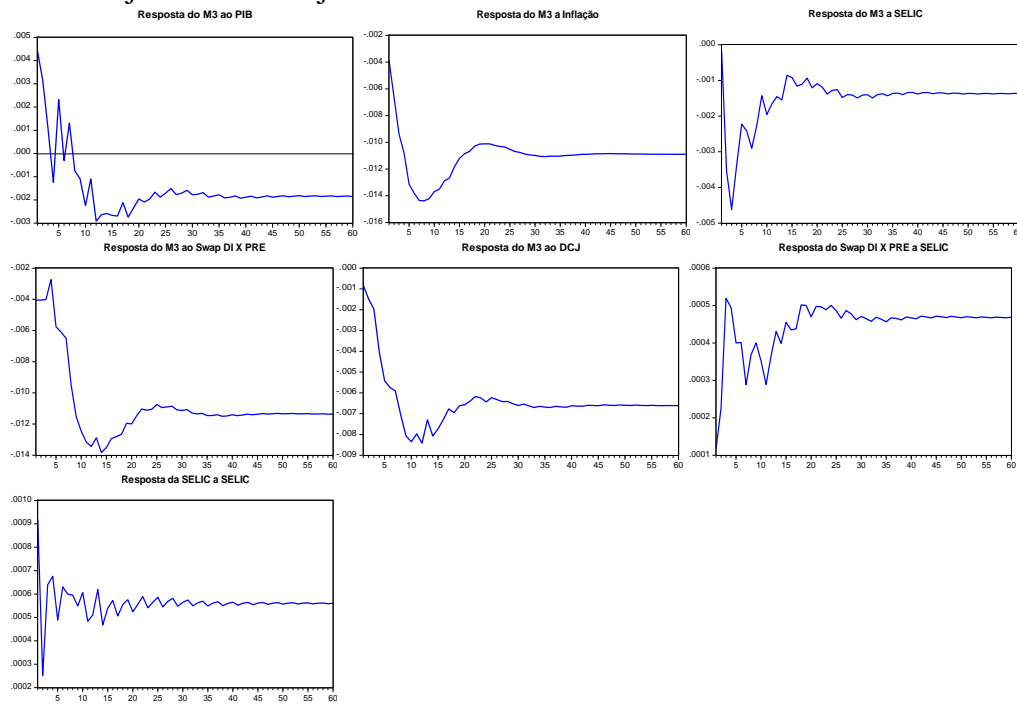
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

APÊNDICE K: Teste de Estabilidade dos Coeficientes - Equação da Paridade Coberta dos Juros



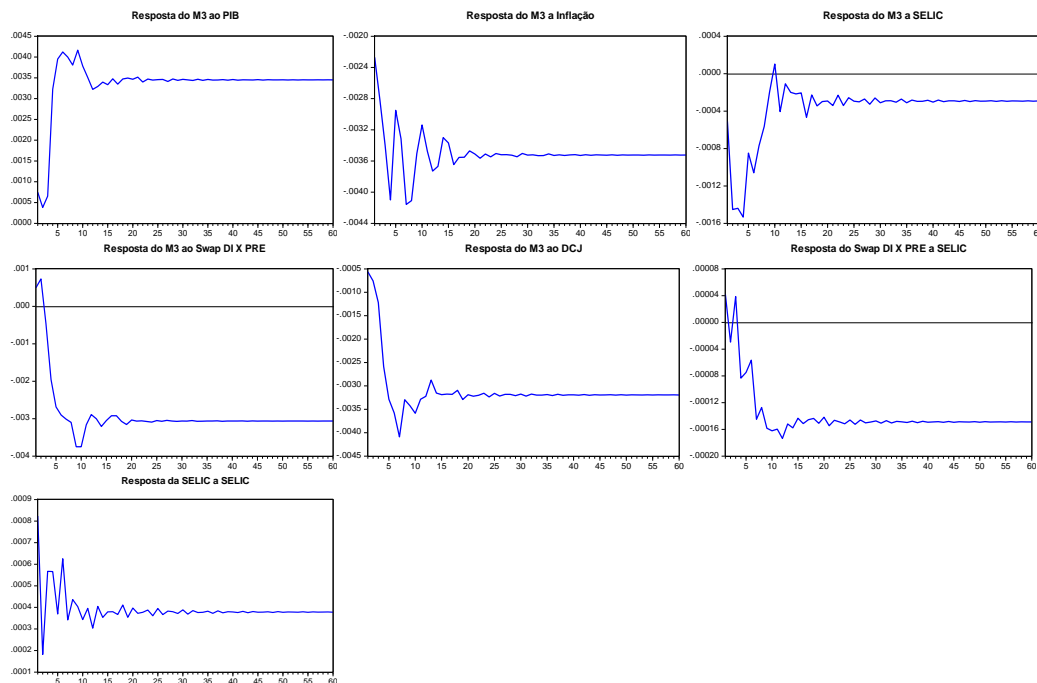
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE L- Função Impulso Resposta – Equação de Demanda por Moeda
 Período: janeiro/2000 a junho/2003:



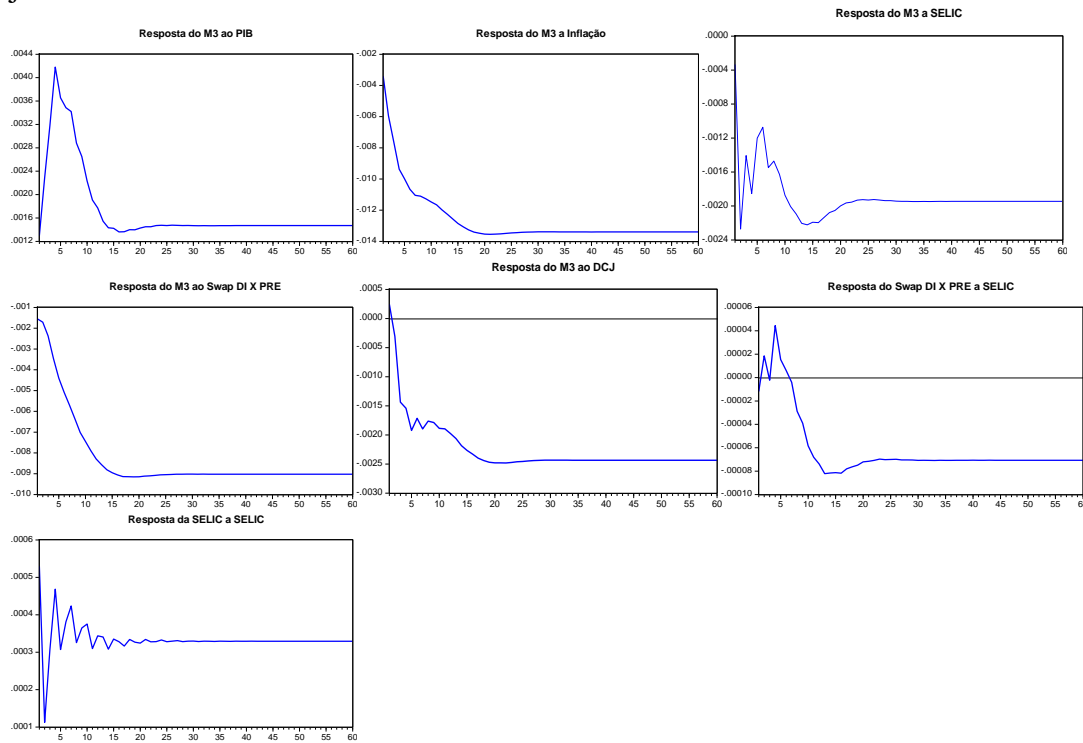
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE M: Função Impulso Resposta – Equação de Demanda por Moeda- Período:
 julho/2003 a junho/2008:



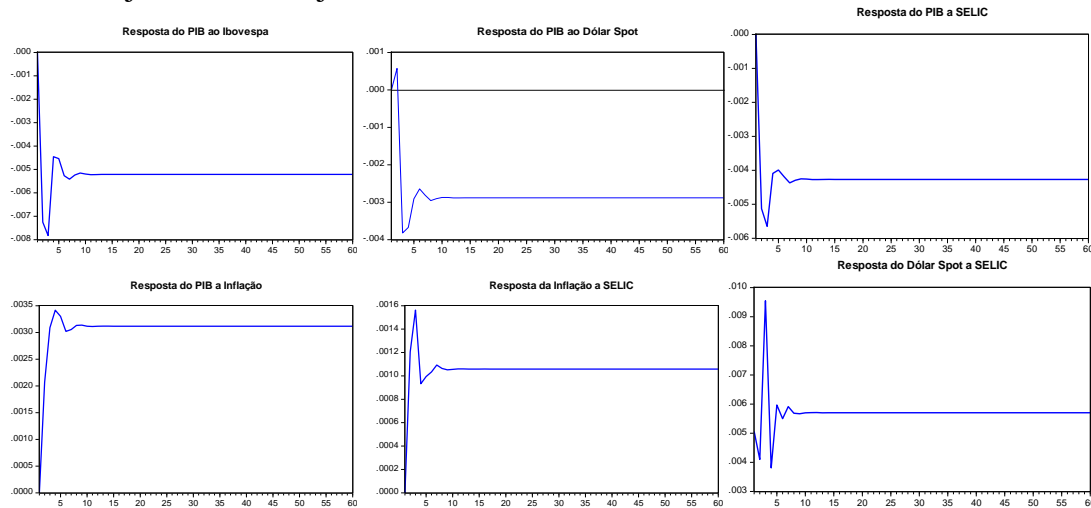
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE N: Função Impulso Resposta – Equação de Demanda por Moeda Período: julho/2008 a dezembro/2016:



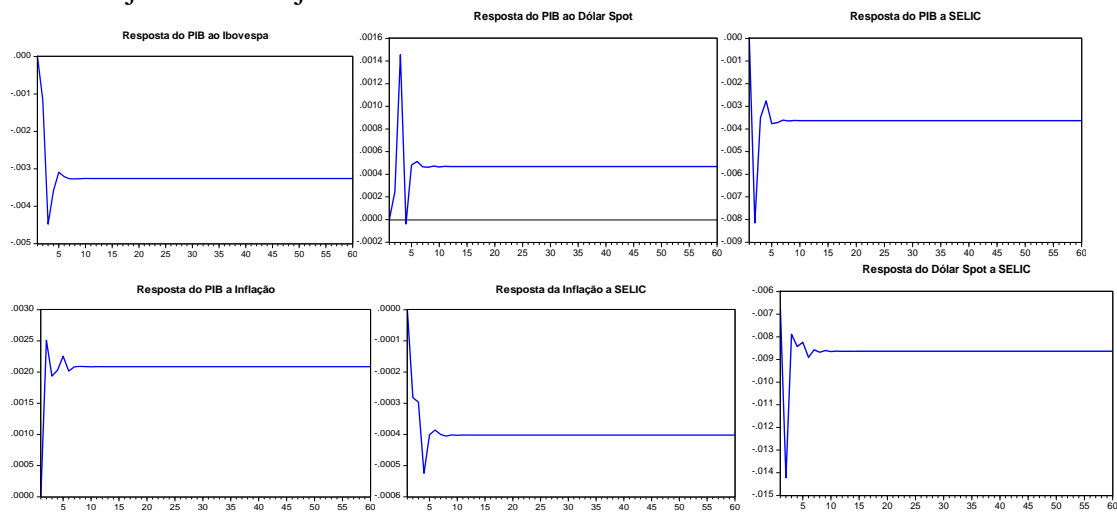
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE O- Função Impulso Resposta – Equação da Curva IS de Longo Prazo Período: janeiro/2000 a junho/2003:



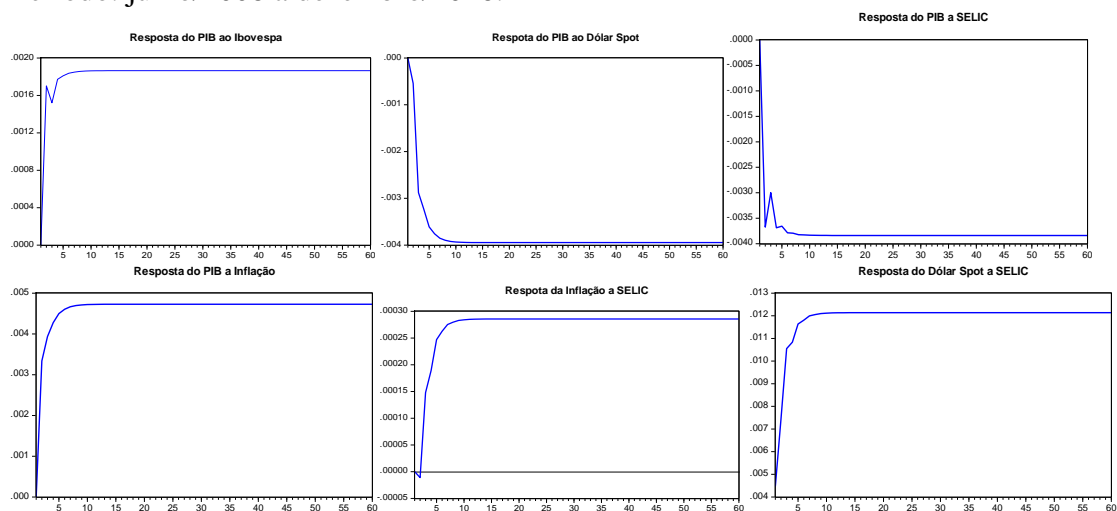
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE P- Função Impulso Resposta – Equação da Curva IS de Longo Prazo:
Período: julho/2003 a junho/2008:



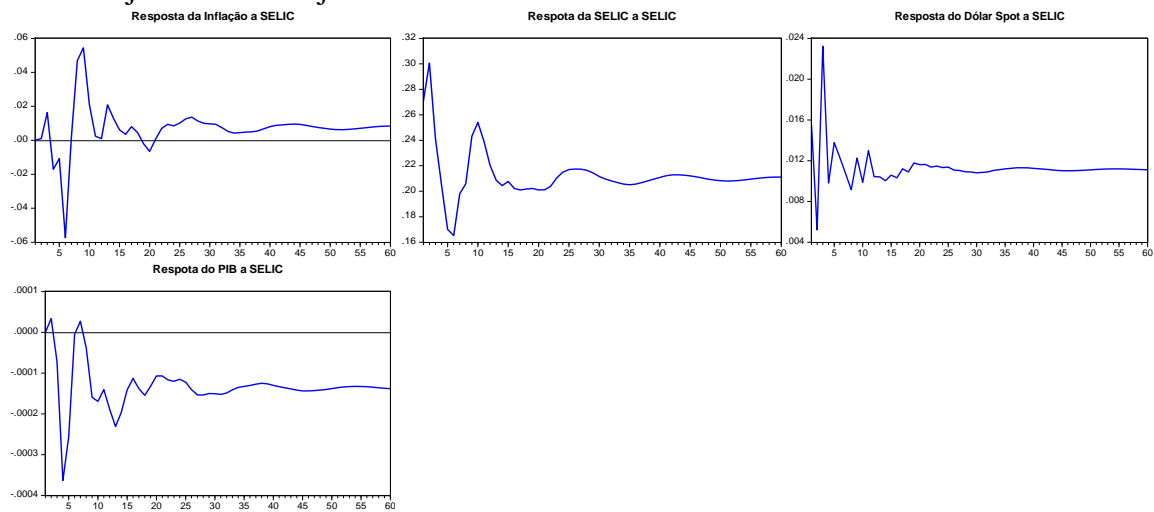
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE Q- Função Impulso Resposta – Equação da Curva IS de Longo Prazo:
Período: julho/2008 a dezembro/2016:



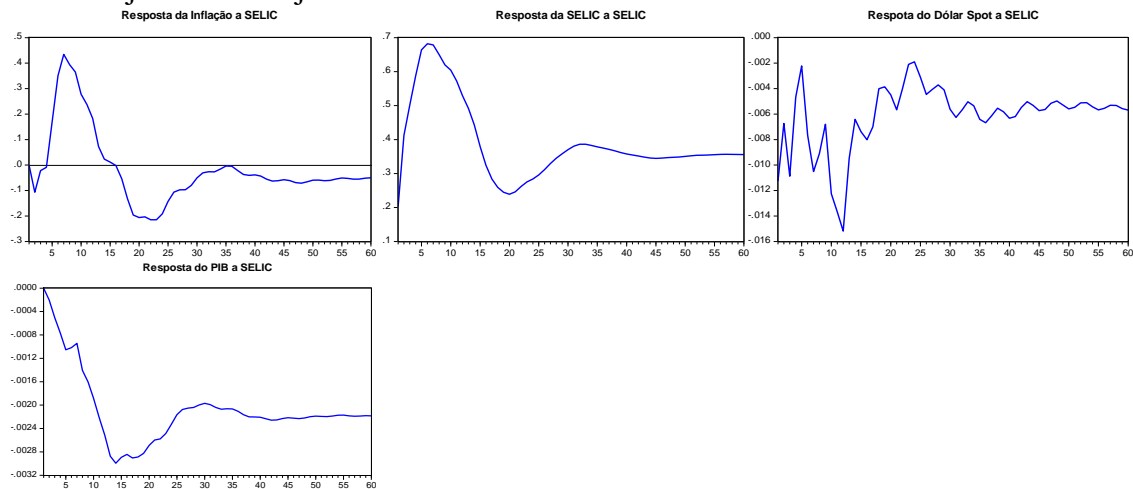
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE R- Função Impulso Resposta – Função de Reação do Banco Central
Período: janeiro/2000 a junho/2003:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

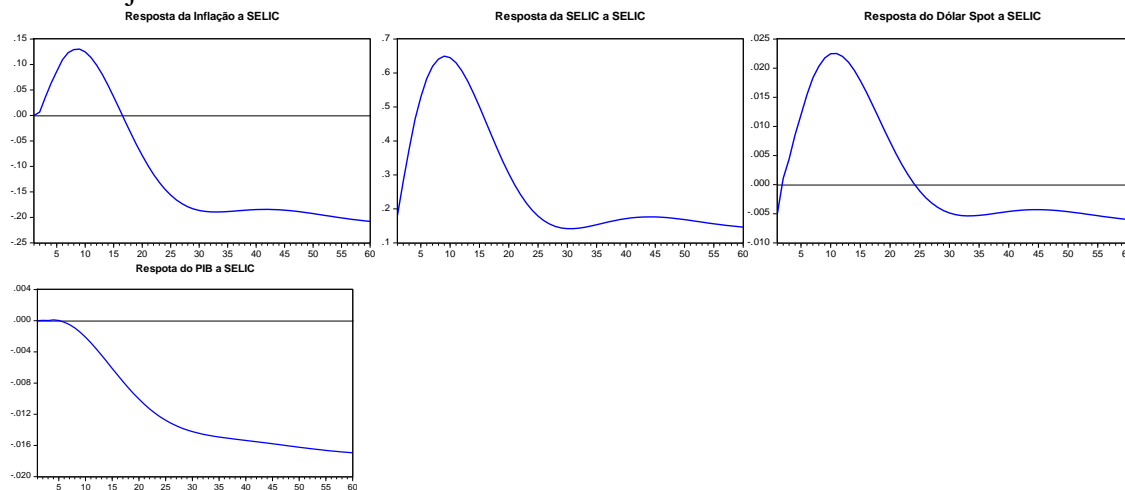
APÊNDICE S- Função Impulso Resposta – Função de Reação do Banco Central
Período: julho/2003 a junho/2008:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE T- Função Impulso Resposta – Função de Reação do Banco Central

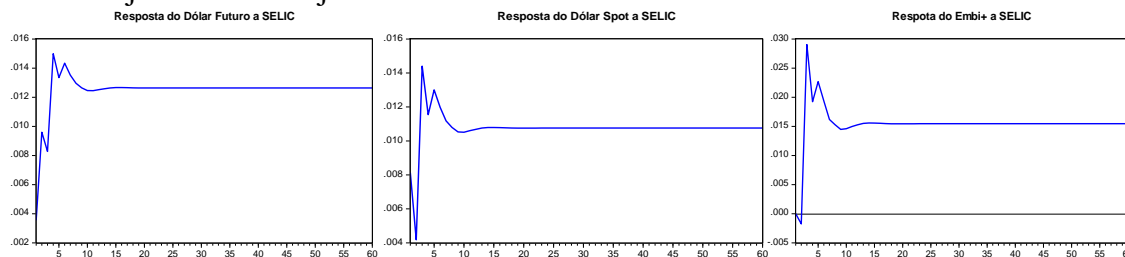
Período: julho/2008 a dezembro/2016:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE U- Função Impulso Resposta – Equação da Paridade Coberta dos Juros

Período: janeiro/2000 a junho/2003:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE V- Função Impulso Resposta – Equação da Paridade Coberta dos Juros

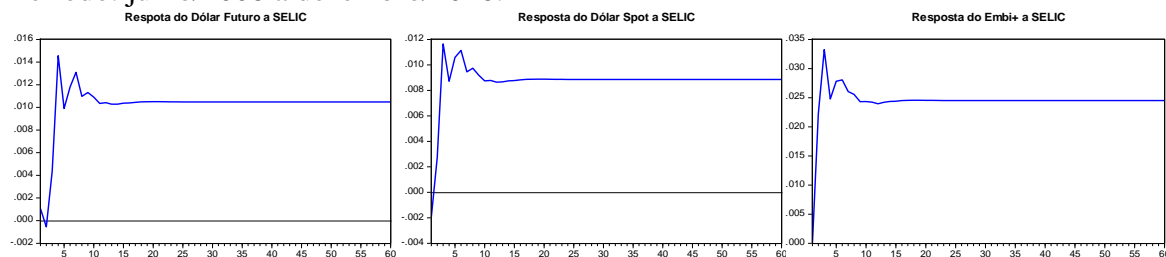
Período: julho/2003 a junho/2008:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE W- Função Impulso Resposta – Função da Paridade Coberta dos Juros

Período: julho/2008 a dezembro/2016:



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

O conjunto de dados é composto por 64 séries temporais compreendendo o período de 2003: M7 a 2016: M12. Os códigos de transformação são: 1 - Sem transformação; 2 – Primeira diferença; 3 – Logaritmo; e 4 – Primeira diferença do logaritmo. A coluna “S/F” demonstra se a variável é considerada slow-moving (Slow - S) ou fast-moving (Fast - F).

APÊNDICE X - Produto Real, Emprego e Renda

Nº	Código	S/F	Transf.	Descrição	Fonte
1	PIBR	S	1	Hiato do PIB Real Anualizado (janeiro de 2000=100) em (R\$)	Banco Central do Brasil
2	EPIBR	S	2	Expectativa de Crescimento do PIB Real para o próximo ano (%)	Banco Central do Brasil
3	CAPIN	S	4	Utilização da Capacidade Instalada da Indústria Dessaz. (%)	CNI
4	PIND	S	4	Produção Industrial Geral Índice Dessaz. (média 2012=100)	IBGE
5	PINBI	S	4	Produção Industrial Bens Intermediários Índice Dessaz. (média 2012=100)	IBGE
6	PINBC	S	4	Produção Industrial Bens de Consumo Índice Dessaz. (média 2012=100)	IBGE
7	PINBK	S	4	Produção Industrial Bens de Capital Índice Dessaz. (média 2012=100)	IBGE
8	PINCD	S	4	Produção Industrial Bens de Consumo Duráveis Dessaz. (média 2012=100)	IBGE
9	PACO	S	3	Produção Aço Bruto (tonelada)	IBS
10	FATIN	S	4	Faturamento Real Indústria Índice Dessaz. (média 2006-100)	CNI
11	VRVJO	S	4	Vendas Reais Varejo Índice Dessaz. (média 2014=100)	IBGE
12	VRMEL	S	4	Vendas Reais Varejo Móveis Eletrodomésticos Índice Dessaz. (média 2014=100)	IBGE
13	VENR	S	4	Vendas Reais Varejo Ampliado Índice Dessaz. (média 2014=100)	IBGE
14	VRVEI	S	4	Vendas Reais Varejo Veículos e Partes Índice Dessaz. (média 2014=100)	IBGE
15	HTIND	S	4	Horas Trabalhadas Indústria Índice Dessaz. (média 2006=100)	CNI
16	CONRH	S	3	Contratação Líquida de Empregados (saldo mensal)*	Ministério do Trabalho
17	TDESP	S	4	Taxa de Desemprego Aberto RM São Paulo (%)*	Fundação SEADE/PED
18	SRSP	S	4	Salário Real Indústria Índice (média 2006=100)	FIESP
19	FPGSP	S	4	Folha de Pagamento Mensal Média da Indústria de São Paulo Índice (média 2006=100)	FIESP
20	IATEC	S	4	Índice de Atividade Econômica do Banco Central Dessaz. (2002=100)	Banco Central do Brasil
21	EXP	S	4	Exportações FOB (US\$)*	Secretaria de Comércio Exterior
22	IMP	S	4	Importações FOB (US\$)*	Secretaria de Comércio Exterior
23	TCORR	S	3	Saldo das Transações Correntes Acumulado de 12 Meses (US\$)	Banco Central do Brasil

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

APÊNDICE Y - Taxa de Juros, Moeda, Câmbio e Ações

Nº	Código	S/F	Transf.	Descrição	Fonte
24	SELIC	F	1	Taxa de Juros Selic Acumulada Anualizada base 252 dias (% a.a)	Banco Central do Brasil
25	ETJ1	F	1	Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 1 Mês (% a.a)	ANBIMA
26	SWAP3	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 30 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
27	SWAP6	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 60 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
28	ETJ3	F	1	Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 3 Meses (% a.a)	ANBIMA
29	SWAP9	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 90 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
30	SWAP12	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 120 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
31	ETJ6	F	1	Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 6 Meses (% a.a)	ANBIMA
32	SWAP18	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 180 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
33	ETJ12	F	1	Taxa de Juros Pré Fixada – Estrutura a Termo LTN 12 Meses (% a.a)	ANBIMA
34	SWAP36	F	1	Taxa Referencial de Swap DI X Pré-fixada 360 dias fim de período (% a.a)	Banco Central do Brasil
35	CDI	F	1	Taxa de Juros CDI Acumulada no mês anualizada base 252 dias (% a.a)	Banco Central do Brasil
36	IBOV	F	4	Índice de Ações Ibovespa Real Fechamento Mensal (janeiro de 2000=100)	ANBIMA
37	M0	F	4	Base Monetária Real (janeiro de 2000=100)M0 fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
38	M1	F	4	Base Monetária Real (janeiro de 2000=100)M1 fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
39	M2	F	4	Base Monetária Real (janeiro de 2000=100) M2 fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
40	M3	F	4	Base Monetária Real (janeiro de 2000=100) M3 fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
41	M4	F	4	Base Monetária Real (janeiro de 2000=100) M4 fim do período (R\$)	Banco Central do Brasil
42	SPOT	F	4	Taxa de Câmbio a vista R\$/US\$ comercial compra fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
43	EURO	F	4	Taxa de Câmbio a vista R\$/Euro comercial compra fim de período (R\$)	Banco Central do Brasil
44	CREAL	F	4	Taxa de Câmbio Real R\$/US\$ fim de período (R\$)	IPEA
45	ICART	F	4	Investimento Estrangeiro em Carteira Líquido Mensal (US\$)	Banco Central do Brasil
46	EMBI	F	4	Índice EMBI + Risco Brasil	JP Morgan
47	ECAM	F	4	Expectativa do Câmbio Para o Fechamento do Próximo Ano Boletim Focus (R\$/US\$)	Banco Central do Brasil
48	PIMP	F	1	Preços das Importações Índice (média 2006=100)	FUNCEX
49	PEXP	F	1	Preço das Exportações Índice (média 2006=100)	FUNCEX

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

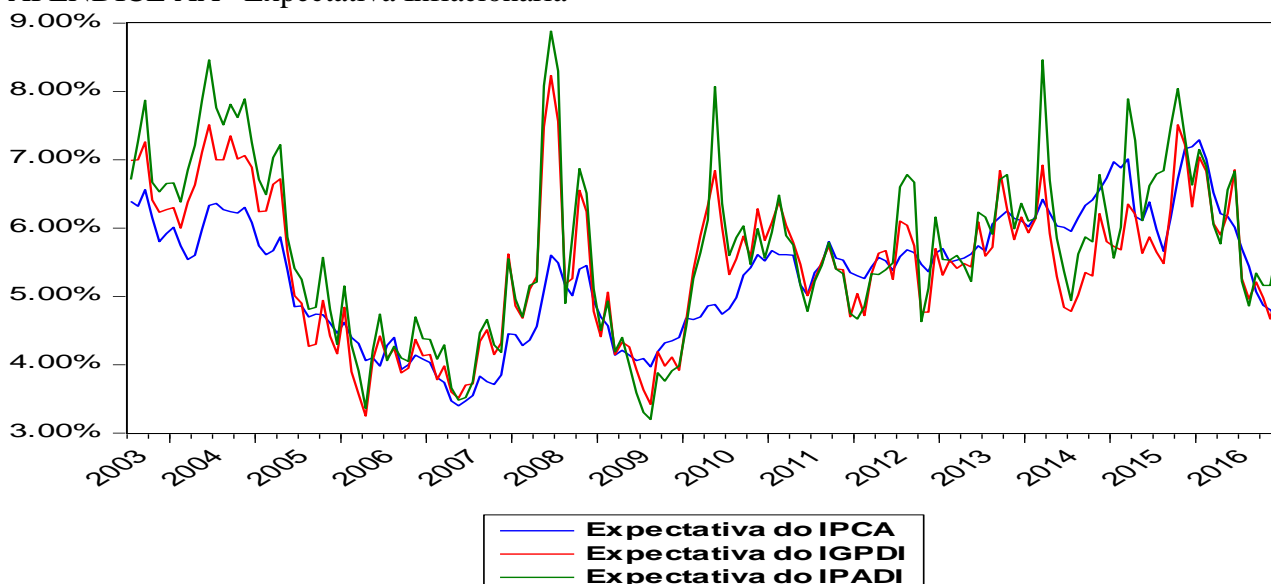
APÊNDICE Z- Nível de Preços

Nº	Código	S/F	Transf.	Descrição	Fonte
50	IPAEP	S	1	IPA-EP Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	Fundação Getúlio Vargas
51	IGPOG	S	1	IGP-OG Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	Fundação Getúlio Vargas
52	IGPDI	S	1	IGP-DI Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	Fundação Getúlio Vargas
53	INCC	S	1	INCC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	Fundação Getúlio Vargas
54	IPCA	S	1	IPCA Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	IBGE
55	IPCAL	S	1	IPCA Preços Livres Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	IBGE
56	IPCALC	S	1	IPCA Preços Livres Comercializáveis Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	IBGE
57	IPCNN	S	1	IPCA Núcleo Médias Aparadas com suavização Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	IBGE
58	IPC	S	1	IPC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	Fundação Getúlio Vargas
59	INPC	S	1	INPC Geral Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	IBGE
60	PPC	S	4	Taxa de Paridade do Poder de Compra consumo das famílias	IPEA
61	EIPCA	S	1	Expectativa do IPCA para os próximos 12 meses (% a.a) ⁶⁸	Banco Central do Brasil
62	EIGPDI	S	1	Expectativa do IGPI para os próximos 12 meses (% a.a)	Banco Central do Brasil
63	EIPADI	S	1	Expectativa do IPADI para os próximos 12 meses (% a.a)	Banco Central do Brasil
64	PCOM	S	1	Preço Internacional das Commodities Acumulado dos Últimos 12 meses (% a.a)	FMI

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

* Ajustado Sazonalmente por meio da metodologia *Census X-13 Arima* desenvolvido pelo *Census Bureau* dos EUA.

APÊNDICE AA– Expectativa Inflacionária



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

⁶⁸ A série Expectativa do IPCA apresentou resultados divergentes nos testes de raiz unitária. Dessa forma, utilizou-se de uma análise gráfica na definição do seu nível de estacionariedade. É possível observar no APÊNDICE AA, que essa série apresenta movimentos semelhantes a Expectativa do IGPD I e do IPADI que são, ambas, estacionárias. Nesse cenário, optou-se por considerar a Expectativa do IPCA como uma variável I(0). É importante ressaltar que a primeira diferença da série de Expectativa do IPCA é também estacionária (baseado nos testes de raiz unitária).

APÊNDICE AB- Estatística dos Valores da Probabilidade (p-valor)

Relação	Autocorrelação Teste (LM)		Normalidade (JB)	Defasagens
	Ordem 1	Ordem 2		
Relação 1	0,7168	0,5300	0,0000	9
Relação 2	0,4239	0,1771	0,0277	8
Relação 3	0,0856	0,1076	0,0002	7
Relação 4	0,4681	0,2111	0,0125	9
Relação 5	0,3224	0,2195	0,0002	8
Relação 6	0,9838	0,0742	0,0000	7
Relação 7	0,1551	0,0739	0,0526	7

Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

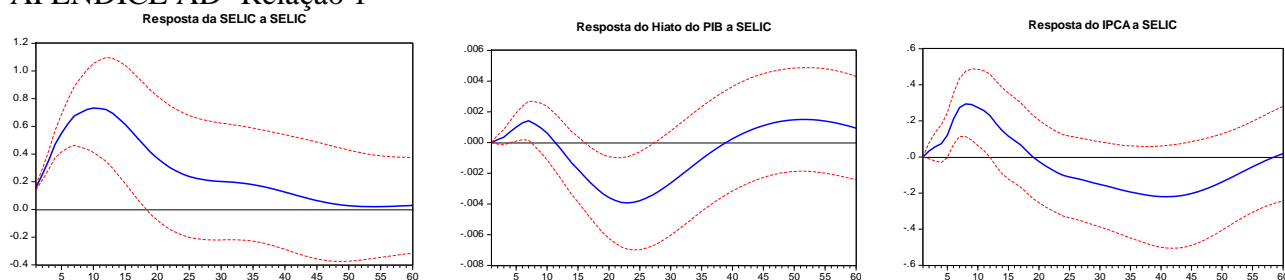
APÊNDICE AC - Cargas Fatoriais e Comunalidade

Número / Variável	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	Fator 6	Comunalidade
35 - CDI	0,9672	0,1951	0,0064	-0,0044	0,0388	-0,0752	0,9807
25 - ETJ1	0,9688	0,1988	-0,0088	0,0172	0,0283	-0,0690	0,9840
30 - ETJ12	0,9393	0,2357	-0,0295	0,1288	0,0113	-0,0067	0,9554
28 - ETJ3	0,9699	0,2087	-0,0254	0,0391	0,0150	-0,0481	0,9890
31 - ETJ6	0,9626	0,2230	-0,0338	0,0736	0,0084	-0,0276	0,9837
30 - SWAP12	0,9682	0,2070	-0,0316	0,0553	0,0050	-0,0439	0,9863
32 - SWAP18	0,9625	0,2178	-0,0361	0,0719	-0,0019	-0,0324	0,9814
26 - SWAP3	0,9505	0,2138	-0,0249	0,0584	-0,0060	-0,0176	0,9535
34 - SWAP36	0,9543	0,2205	-0,0281	0,0834	0,0079	-0,0372	0,9686
27 - SWAP6	0,9632	0,2154	-0,0350	0,0545	-0,0032	-0,0253	0,9790
29 - SWAP9	0,9664	0,2123	-0,0347	0,0559	-0,0004	-0,0327	0,9844
45 - ICART	0,3226	0,1062	-0,0444	-0,1243	0,0649	0,2425	0,1958
23 - TCORR	0,5712	-0,2619	0,2388	0,2636	0,1564	-0,3086	0,6411
52 - EIGPDI	0,1007	0,8058	-0,0629	0,1449	-0,1149	0,1245	0,7131
63 - EIPADI	0,1440	0,7159	-0,1057	0,1093	-0,1106	0,1918	0,6054
52 - IGPDI	0,2560	0,8721	-0,0508	0,2082	0,0138	-0,0626	0,8761
51 - IGPOG	0,2564	0,8726	-0,0510	0,2063	0,0138	-0,0628	0,8765
53 - INCC	0,4619	0,6564	0,0106	0,0575	0,0907	0,0179	0,6562
59 - INPC	0,3017	0,8382	-0,0180	-0,3169	-0,0118	0,0119	0,8946
50 - IPAEP	0,2295	0,8263	-0,0484	0,2884	0,0160	-0,0819	0,8280
58 - IPC	0,2488	0,8418	-0,0512	-0,3900	-0,0458	0,0329	0,9285
55 - IPCAL	0,0778	0,9249	-0,0714	-0,1730	-0,0277	0,0333	0,8983
56 - IPCALC	0,2494	0,8736	-0,0179	-0,1806	-0,0007	-0,0418	0,8601
54 - IPCA	0,3736	0,7895	-0,0584	-0,3538	-0,0292	0,0181	0,8926
57 - IPCNN	0,5528	0,6351	0,0501	-0,3162	-0,0051	0,0110	0,8116
17 - TDESP	0,0171	0,0832	-0,1676	-0,3992	-0,0732	0,0045	0,2000
61 - EIPCA	0,0233	0,7670	-0,1743	-0,2227	-0,1687	0,2156	0,7438
2 - EPIBR	0,0478	-0,0441	0,1405	-0,0872	-0,3383	-0,2485	0,2078
3 - CAPIN	-0,0495	-0,0730	0,6016	0,0064	-0,0810	-0,0439	0,3782
16 - CONRH	-0,0112	-0,0297	0,4861	0,2284	-0,4459	-0,0834	0,4953
10 - FATIN	-0,0471	-0,0348	0,5644	0,0297	0,1113	0,1159	0,3487
15 - HTIND	-0,0337	-0,0255	0,6923	0,1232	0,1058	-0,0459	0,5095
20 - IATEC	-0,0183	-0,1708	0,6226	0,1137	-0,0590	-0,1774	0,4650
22 - IMP	-0,0108	-0,0104	0,3612	0,1311	0,0557	-0,1549	0,1750
7 - PINBK	0,0121	0,0167	0,5936	0,0851	-0,3204	-0,1047	0,4737
8 - PINCD	0,0091	-0,0028	0,7423	-0,1050	0,0191	-0,0169	0,5628
6 - PINBC	0,0169	-0,0072	0,6832	-0,0421	-0,0420	-0,0533	0,4735
4 - PIND	-0,0035	-0,0354	0,8032	-0,0184	-0,2174	-0,1015	0,7044

5 - PINBI	-0,0313	-0,0640	0,7317	-0,0354	-0,2085	-0,1044	0,5960
13 - VENR	-0,0044	-0,0715	0,5368	0,0078	0,3304	0,0287	0,4033
11 - VRVJO	-0,0184	-0,1509	0,3218	0,2964	0,2087	-0,0322	0,2591
21 - EXP	0,0187	0,0186	0,3213	0,0832	0,0620	-0,0229	0,1152
12 - VRMEL	0,0479	0,0244	0,3470	0,1750	0,4107	0,0069	0,3226
14 - VRVEI	0,0021	-0,0381	0,5158	-0,0640	0,2802	0,0352	0,3513
39 - M2	0,0370	-0,0621	-0,0563	0,4732	-0,1197	0,0815	0,2532
1 - PIBR	-0,4666	0,1832	-0,2211	0,3645	-0,0414	0,2413	0,4929
9 - PACO	-0,2605	0,2219	0,0924	0,4763	-0,0636	0,1671	0,3845
64 - PCOM	0,1902	-0,0898	0,2078	0,8172	0,0778	-0,0973	0,7707
49 - PEXP	0,1867	-0,0674	0,0621	0,8812	0,1363	-0,0235	0,8389
48 - PIMP	0,2413	0,0068	0,0100	0,8950	0,1078	0,0405	0,8727
18 - SRSP	-0,0252	0,0590	-0,1065	-0,1054	0,8230	0,0657	0,7082
36 - IBOV	0,0793	-0,0614	0,0150	-0,2086	0,2471	-0,7233	0,6381
19 - FPGSP	0,0019	-0,0075	0,0877	0,0675	0,3502	-0,1478	0,1568
37 - M0	-0,0089	-0,0639	-0,0675	-0,0349	0,7541	0,0487	0,5810
38 - M1	-0,0015	-0,0384	-0,0294	-0,0666	0,8526	0,0550	0,7368
40 - M3	0,1635	-0,1102	0,1013	0,1783	0,7205	-0,2005	0,6402
41 - M4	0,1345	-0,2235	0,1186	0,1691	0,6439	-0,2470	0,5863
42 - SPOT	-0,0132	0,0232	-0,0168	-0,0094	0,0352	0,8871	0,7894
44 - CREAL	-0,0237	0,0334	-0,1382	0,0097	0,0668	0,8211	0,6995
46 - EMBI	-0,0196	0,0040	-0,0033	0,1356	-0,2466	0,6930	0,5598
47 - ECAM	-0,0995	0,0450	-0,1855	-0,0328	-0,1081	0,6686	0,5061
60 - PPC	-0,1669	0,2421	-0,2604	-0,1913	0,0796	0,2849	0,2784
43 - EURO	-0,0437	-0,0144	-0,0607	-0,0528	0,2356	0,6954	0,5477
<i>Autovalor</i>	<i>12,210</i>	<i>9,343</i>	<i>5,811</i>	<i>4,358</i>	<i>4,339</i>	<i>4,186</i>	
<i>% Explicação</i>	<i>19,38</i>	<i>14,83</i>	<i>9,22</i>	<i>6,92</i>	<i>6,89</i>	<i>6,65</i>	
<i>% Explicação Acumulada</i>	<i>19,38</i>	<i>34,21</i>	<i>43,44</i>	<i>50,36</i>	<i>57,24</i>	<i>63,89</i>	

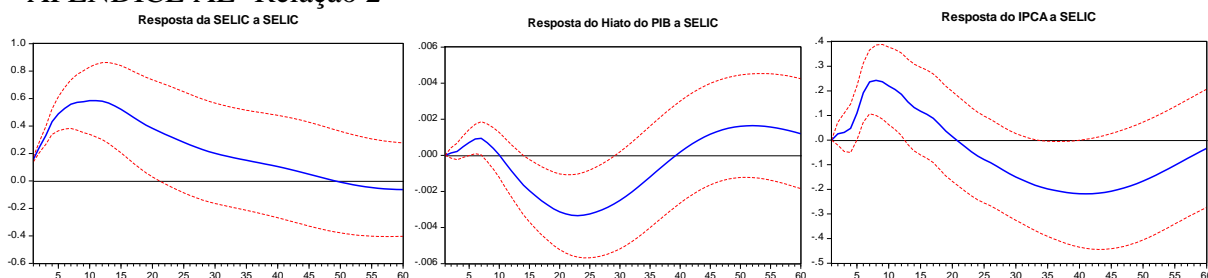
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AD- Relação 1



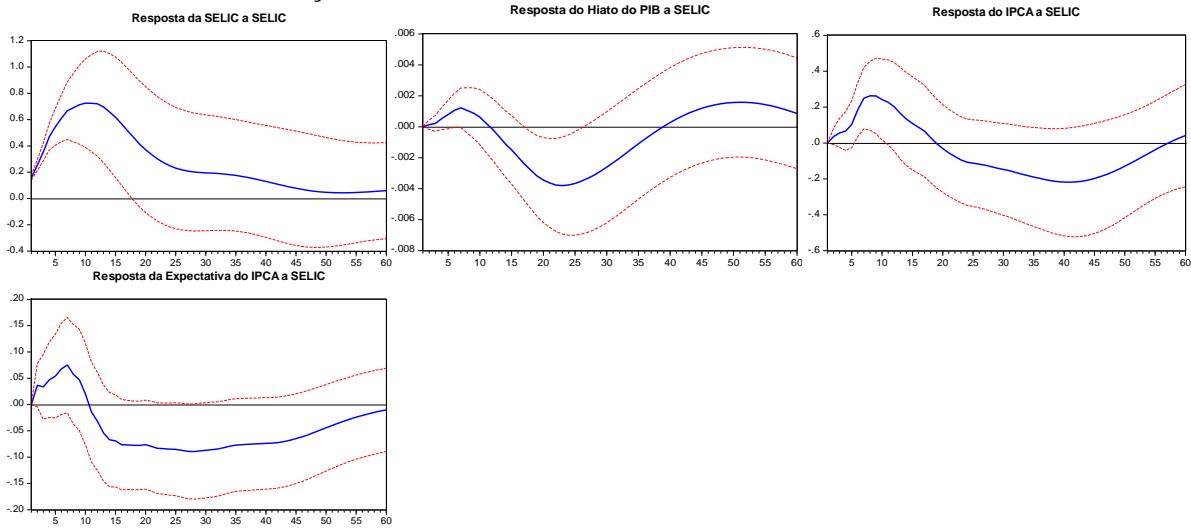
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AE- Relação 2



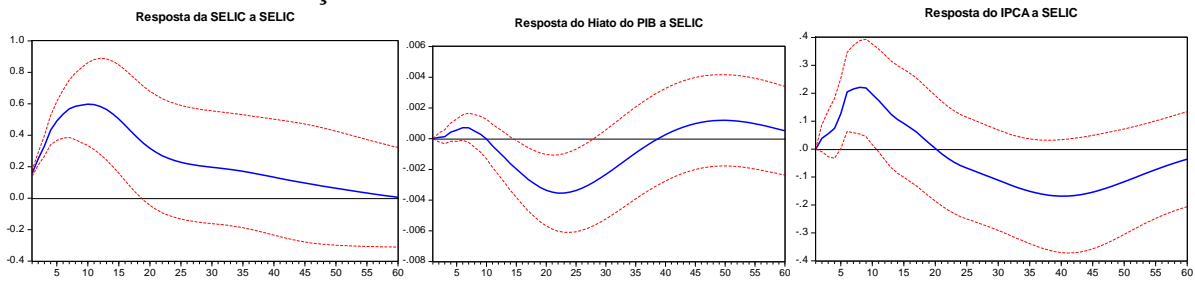
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AF- Relação 3



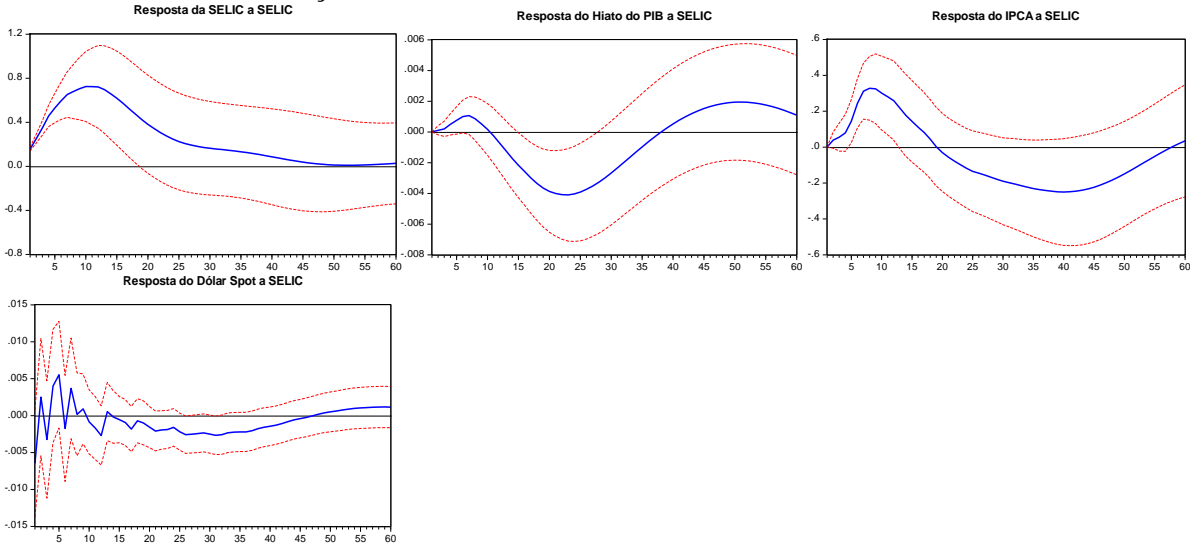
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AG- Relação 4



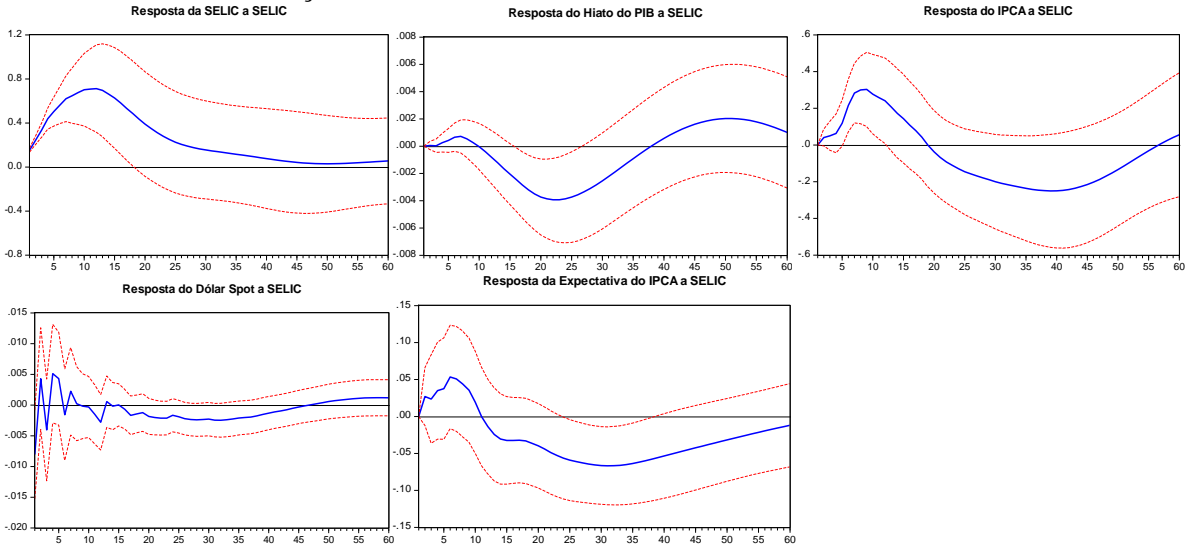
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AH- Relação 5



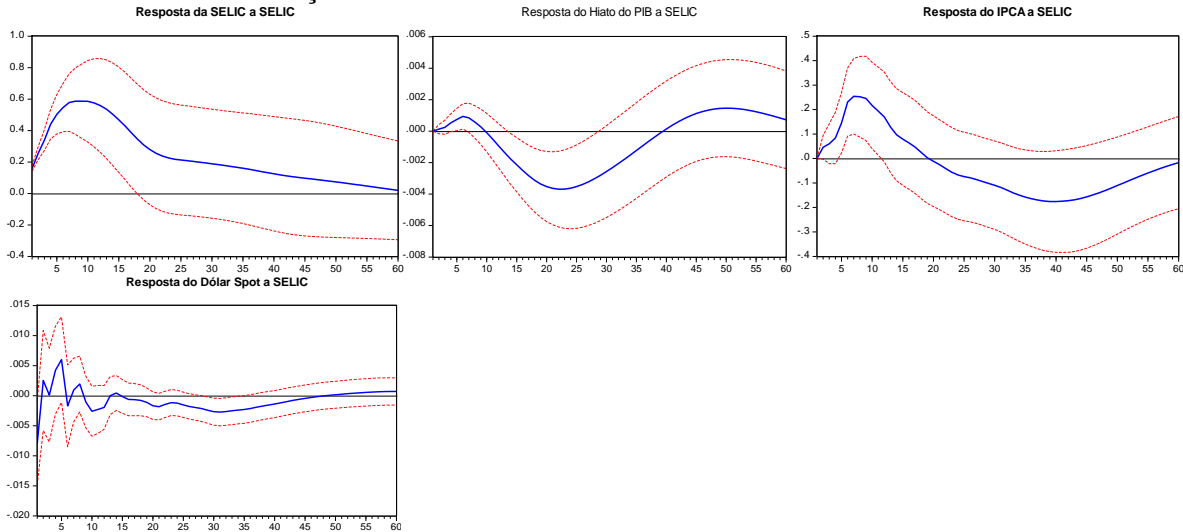
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AI- Relação 6



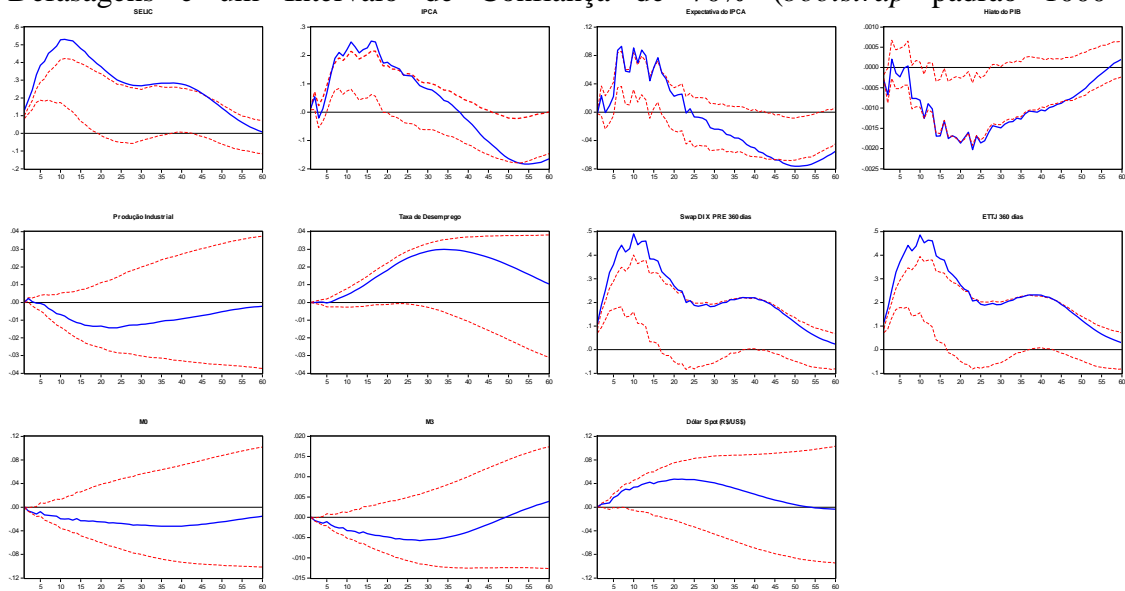
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AJ- Relação 7



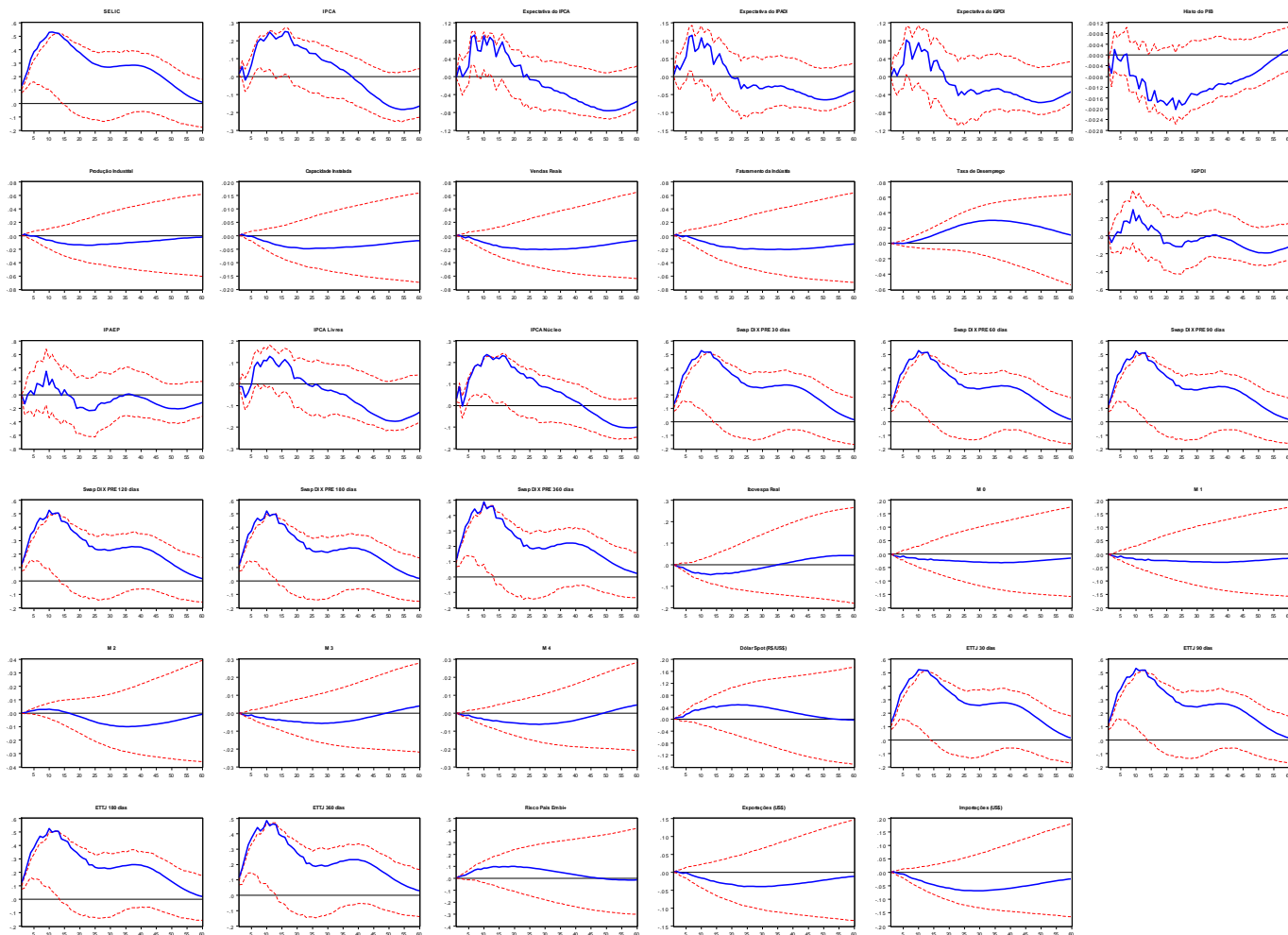
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AK- Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, considerando 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 70% (*bootstrap* padrão 1000 replicações)



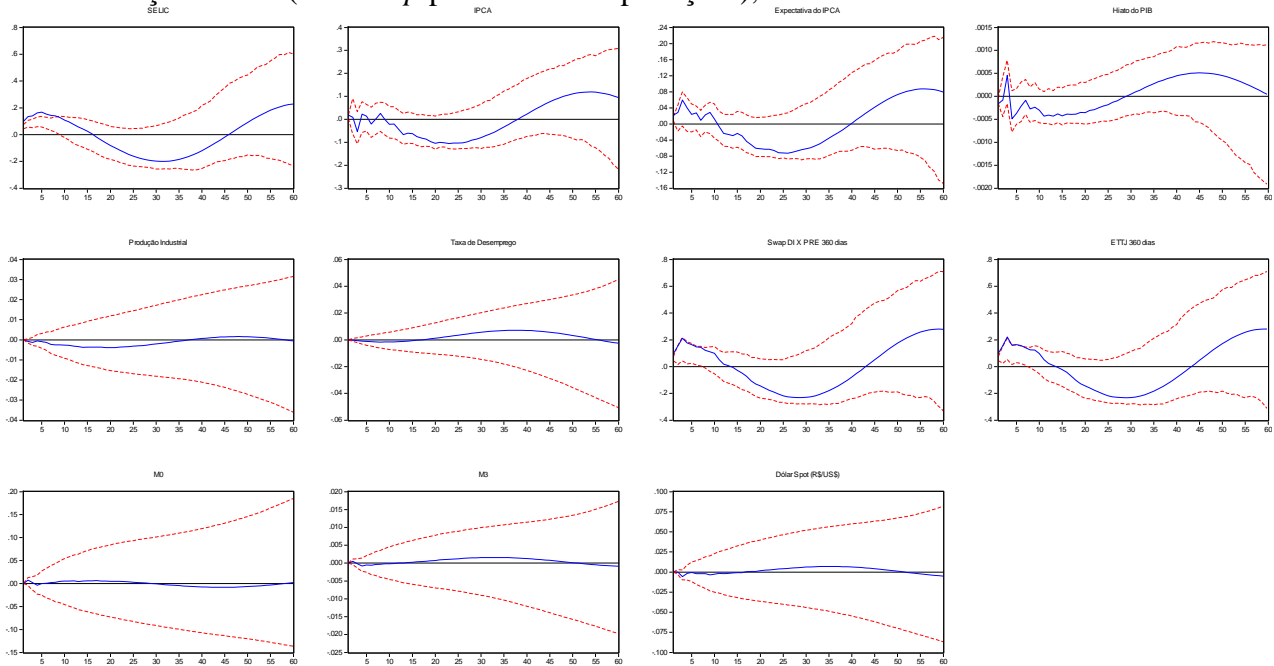
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AL- Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, com 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (*bootstrap* padrão com 1000 replicações).



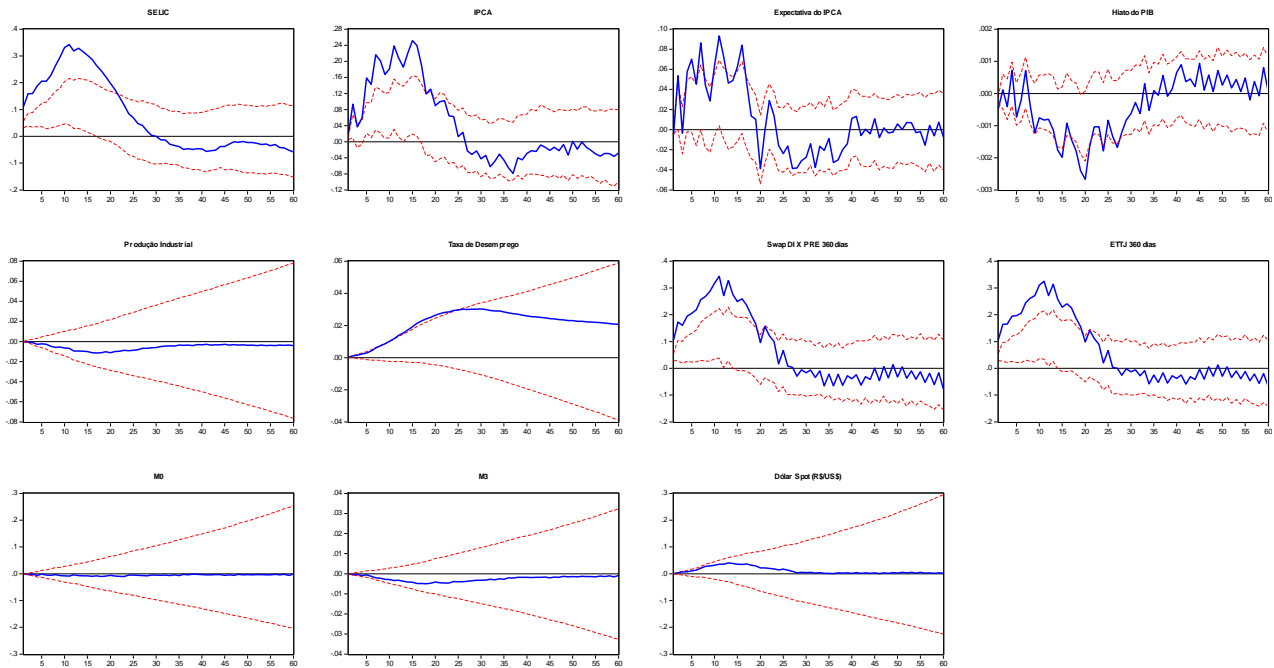
Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AM- Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, 6 Fatores, 4 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (*bootstrap* padrão 1000 replicações), Período: 2003: M07 a 2008: M06.



Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

APÊNDICE AN- Impulso de um Desvio Padrão na SELIC, 6 Fatores Comuns, 10 Defasagens e um Intervalo de Confiança de 90% (*bootstrap* padrão 1000 replicações), Período: 2008: M07 a 2016: M12.



Fonte: elaborada pelo autor com base nos resultados da pesquisa.