

DOUGLAS MARCOS FERREIRA

**POLÍTICA MONETÁRIA E INSTABILIDADE FINANCEIRA – UMA ANÁLISE  
PARA O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL**

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

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2015

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

T

F383p  
2015  
Ferreira, Douglas Marcos, 1987-  
Política monetária e instabilidade financeira : uma análise  
para o regime de metas de inflação no Brasil / Douglas Marcos  
Ferreira. – Viçosa, MG, 2015.  
xv, 103f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f.91-99.

1. Política monetária - Brasil. 2. Brasil - Política econômica.  
3. Banco Central do Brasil. 4. Finanças. I. Universidade Federal  
de Viçosa. Economia Rural. Programa de Pós-graduação em  
Economia Aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 338.981

DOUGLAS MARCOS FERREIRA

**POLÍTICA MONETÁRIA E INSTABILIDADE FINANCEIRA – UMA ANÁLISE  
PARA O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL**

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

APROVADA: 26 de agosto de 2015.

---

Evandro Camargos Teixeira

---

Fabício de Assis Campos Vieira

---

Sidney Martins Caetano

---

Wilson Luiz Rotatori Corrêa

---

Leonardo Bornacki de Mattos  
(Orientador)

*Não que eu já a tenha obtido ou já esteja aperfeiçoado; mas prossigo, para ver se conquisto aquilo para o que também fui conquistado por Cristo Jesus. Irmãos, quanto a mim, não julgo ter conquistado; mas uma coisa faço: esquecendo-me das coisas que ficam para trás e avançando para as que estão adiante, prossigo em direção ao alvo para o prêmio, ao qual Deus em Cristo Jesus me chamou para o alto. Todos, pois, que somos maduros, pensemos dessa maneira; e se em algo pensais de outra maneira, também isso Deus vos revelará. Todavia, andemos segundo a mesma regra, de acordo com o que já alcançamos.*

**Fl 3, 13-16**

## AGRADECIMENTOS

A Deus, meu sustento, refúgio e fortaleza, por me conceder a graça de mais uma vitória; e à minha mãe do céu, Maria, pela intercessão em todos os momentos de minha vida.

À minha família, especialmente à minha mãe Nilma, por me mostrar o valor da educação e pelo apoio incondicional para prosseguir meus estudos; ao meu pai José, a saudade que hoje sinto se traduz em admiração e respeito; e à minha “dindinha” Fátima, pelo exemplo de caráter e pela presença constante em minha vida; também ao apoio do tio Dudu e da Fabiane; à Tia Zanir e Tia Neiva; aos meus queridos afilhados Marcos Eduardo e Gabriela, Arthur e Kelly, por fazerem minhas idas a Divinópolis mais interessantes; também, às minhas tias e tios, pela torcida durante esse tempo; aos meus primos Gleis, Paulo, Hortência, Fernando, Alessandra e Wallyson, mais que amigos, somos irmãos; e também à Tia Cléo, por ser grande motivadora em um momento especial.

Ao meu orientador, Professor Leonardo Bornacki, pelos ensinamentos e conselhos durante esse tempo de rica convivência, exemplo de professor e orientador a ser seguido.

Ao Professor Sidney Caetano, pelo incentivo para prosseguir na carreira acadêmica e pela amizade desde os tempos de Iniciação Científica na UFSJ.

Aos Professores Wilson Rotatori, Fabrício Vieira e Evandro Teixeira, pelos comentários e pelas contribuições para a realização deste trabalho.

Ao Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade; a todos os professores que contribuíram para a minha formação, em especial à Professora Viviani, pelas conversas tão necessárias em momentos de dificuldades; e a todos os funcionários do DER, especialmente à Carminha, por ser minha mãe em Viçosa.

A todos os companheiros da minha turma de doutorado e da UFV em geral, em especial a Paloma, Geovânia, Lora, Mateus Neves, Talita, Pedro, Geanderson, Matheus Miranda, Lorena Costa, Tiago, Felipe Figueiredo, Priscila e Paulo Cirino, pelos momentos de descontração e acolhimento, tão necessários quando o desespero surgia; também aos amigos da república Rafael, Luciano, Leonardo, Jefferson, Cleuber, Nilton

e Larissa, e a nossa governanta Lena, pelos ricos momentos de confraternização ao logo dessa jornada.

Aos meus amigos de Francisco Beltrão, o apoio e a presença de vocês foram imprescindíveis na fase final dessa tese; em especial aos professores do Curso de Ciências Econômicas da Unioeste, pela rica convivência e parceria; à turma do futebol de sábado, pelo truco, cerveja e resenhas após cada jogo; ao Tiago, Jéssica, Alice, Rodrigo, Gustavo, Sr Egídio e Dona Salete, por me permitirem entrar na família de cada um de vocês; ao grande amigo Edson, pela parceria em diversas situações e amizade desde os tempos do mestrado.

À família de São João Del Rei, em especial do meu irmão Jeifferson e de seus pais Carminha e Betinho, família que me adotou durante a graduação; a Thamiris, Jayane, Roni, Patrícia, Lívia e Raquel, valiosas amigas que Deus me concedeu; aos meus irmãos da República CantaGalo Ramon, César e Leitão, com quem pude compartilhar momentos marcantes da minha vida.

Aos meus amigos de Divinópolis, especialmente a Eliana, Ronan, Gustavo, Maira, Dayane, Fernanda, Marcos, Carol e Eraldo, porque a distância não diminuiu o carinho que tenho por vocês.

## **BIOGRAFIA**

DOUGLAS MARCOS FERREIRA, filho de José Aparecido Ferreira e Nilza de Fátima Silva Ferreira, nasceu em Divinópolis, MG, em 16 de fevereiro de 1987.

Em março de 2005, ingressou no Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del Rei (UFSJ), em São João Del Rei, MG, obtendo o título de Bacharel em dezembro de 2009.

Em fevereiro de 2010, iniciou o Curso de Mestrado em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), concluindo-o em fevereiro de 2012.

Em fevereiro de 2012, ingressou no Programa de Pós-Graduação, em nível de Doutorado, em Economia Aplicada da UFV, submetendo-se à defesa da tese em 26 de agosto de 2015.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	ix
LISTA DE QUADROS .....	xi
RESUMO .....	xii
ABSTRACT.....	xiv
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. O problema e sua importância.....	4
1.3. Hipótese .....	10
1.4 Objetivos .....	11
1.4.1. Objetivo geral .....	11
1.4.2. Objetivos específicos.....	11
2. O DESENVOLVIMENTO DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO E A OPERACIONALIZAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO REGIME DE METAS .....	12
3. REFERENCIAL TEÓRICO .....	20
4. METODOLOGIA.....	30
4.1. Modelo analítico .....	30
4.2. Estimação.....	33
4.3. Indicador de Estresse Financeiro (F.S.I.).....	40
4.4. Descrição e fonte dos dados .....	46
5. ESTRESSES FINANCEIROS NA ECONOMIA BRASILEIRA .....	50
5.1. Características dos estresses financeiros.....	50

5.2. Análise dos estresses financeiros na economia brasileira ao longo do regime de metas para inflação .....	53
6. ESTRESSES FINANCEIROS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL .....	70
6.1. Testes preliminares .....	71
6.2. Estimaco da funo de reaco do Banco Central com parmetros variantes no tempo – Efeito do estresse financeiro .....	74
6.3. Conduo da poltica monetria – Desvios das expectativas de inflaco, hiato do produto e grau de suavizaco da taxa de juros.....	81
7. CONCLUSES .....	87
8. REFERNCIAS BIBLIOGRFICAS .....	91
APNDICE.....	100

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Variáveis e fonte de coleta dos dados.....	49
Tabela 2 - Estatística descritiva dos episódios de estresses financeiros no Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015. ....	58
Tabela 3 - Estatística descritiva dos episódios de estresses financeiros de curta duração no Brasil, períodos 1999-2004, 2005-2009 e 2010-2015 .....	68
Tabela 4 - Testes de raiz unitária.....	71
Tabela 5 - Testes de endogeneidade e validade dos instrumentos .....	72
Tabela 6 - Teste de especificação.....	73

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1. O mecanismo de transmissão da política monetária. ....	6
Figura 2. O mecanismo do estresse financeiro.....	51
Figura 3. Índice de Estresse Financeiro para o Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015.....	56
Figura 4. Índice de Estresse Financeiro para o Brasil de acordo com a intensidade dos estresses, julho/1999 a fevereiro/2015. ....	60
Figura 5. Participação dos setores acionário, bancário, cambial e de dívidas no Índice de Estresse Financeiro para o Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015.....	61
Figura 6. Evolução do coeficiente $\hat{\delta}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015 .....	75
Figura 7. O efeito do estresse financeiro (p.p.) em relação à taxa nominal de juros Selic, março/2000 a fevereiro/2015.....	76
Figura 8. Evolução do efeito do estresse financeiro (p.p.) e da taxa de juros nominal Selic (% a.a.), março/2000 a fevereiro/2015 .....	79
Figura 9. Evolução do coeficiente $\hat{\beta}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015.....	82
Figura 10. Evolução do coeficiente $\hat{\beta}_t$ e do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, março/2000 a fevereiro/2015 .....	82
Figura 11. Evolução do coeficiente $\hat{\gamma}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015 .....	84
Figura 12. Evolução do coeficiente $\hat{\gamma}_t$ e do hiato do produto, março/2000 a fevereiro/2015 .....	85
Figura 13. Evolução do coeficiente $\hat{\rho}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015.....	86
Figura A.1. Evolução do Beta do setor bancário, julho/1999 a fevereiro/2015.....	100
Figura A.2. Evolução do retorno do IBOVESPA, julho/1999 a fevereiro/2015 .....	100
Figura A.3. Evolução da volatilidade do IBOVESPA, julho/1999 a fevereiro/2015 .....	101
Figura A.4. Evolução do Índice de Pressão Cambial (EMPI), julho/1999 a fevereiro/2015.. .....	101
Figura A.5. Evolução da volatilidade da taxa de câmbio, julho/1999 a fevereiro/2015.....	101

Figura A.6. Evolução do Índice EMBI Brasil + (pontos), julho/1999 a fevereiro/2015.....	102
Figura A.7. Reservas internacionais - US\$ (milhões), julho/1999 a fevereiro/2015.....	102
Figura A.8. Taxa de juros nominal Selic ( $i_t$ ) acumulada no mês anualizada (% a.a.), julho/1999 a fevereiro/2015 .....	102
Figura A.9. Desvio entre as expectativas de inflação e a meta ( $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ ), julho/1999 a fevereiro/2015, (%).....	103
Figura A.10. Hiato do produto ( $y_t$ ) - diferença entre produto efetivo e produto potencial, julho/1999 a fevereiro/2015 (%).....	103

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Consolidação do Sistema Financeiro Brasileiro.....	13
Quadro2 - Variáveis incluídas no Índice de Estresse Financeiro.....	55

## RESUMO

FERREIRA, Douglas Marcos, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, agosto de 2015. **Política monetária e instabilidade financeira – Uma análise para o regime de metas de inflação no Brasil.** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos. Coorientador: Joanna Georgios Alexopoulos.

A intensificação dos processos de globalização financeira e liberalização dos mercados de capitais trouxeram novos desafios para os bancos centrais do mundo. Assim, a crise financeira internacional, iniciada em 2007, reabriu a necessidade de explorar a relação entre o setor financeiro e a política monetária, ao colocar em debate o envolvimento dos bancos centrais em garantir a estabilidade de preços e a estabilidade financeira. Inserido nesse contexto de maior preocupação em resguardar a estabilidade financeira, torna-se relevante investigar se o Banco Central do Brasil reagiu às instabilidades financeiras que atingiram a economia ao longo do regime de metas para inflação e qual a intensidade dessa reação caso ela tenha ocorrido. Dessa forma, este trabalho teve por objetivo analisar qual o padrão de resposta do Banco Central do Brasil diante dos episódios de instabilidades financeiras que incidiram sobre a economia do país. Especificamente, buscou-se identificar e caracterizar os cenários de estresses financeiros que afetaram a economia brasileira durante o regime de metas para inflação, bem como mensurar os impactos dessas instabilidades financeiras sobre a taxa de juros básica da economia. Para atender ao primeiro objetivo, o trabalho introduziu uma estimativa ordinal dos estresses financeiros sob a forma de um índice, o Índice de Estresse Financeiro (I.F.S.), que teve como base seis variáveis do mercado financeiro relacionadas aos setores bancário, acionário, de dívida e cambial. O I.F.S. teve bom desempenho na identificação de episódios amplamente reconhecidos de estresse financeiro na economia brasileira ao longo do regime de metas. Foram identificados 20 episódios ao longo do período analisado, e as instabilidades nos setores cambial e acionário potencializaram os principais episódios de estresses que atingiram a economia brasileira. A fim de analisar e quantificar a resposta da política monetária, via alterações na taxa Selic, diante dos estresses financeiros, estimou-se a função de reação do Banco Central com parâmetros variantes no tempo, a partir do filtro de Kalman. A análise empírica proposta neste trabalho permitiu não só quantificar o efeito dos estresses financeiros sobre a taxa de juros, como também indicar os períodos em que tais episódios foram mais preocupantes para a autoridade monetária brasileira. Os resultados indicaram que o Banco Central do

Brasil elevou a taxa de juros básica da economia diante dos principais cenários financeiramente instáveis, porém a magnitude dessas reações foi heterogênea. A magnitude dos efeitos do estresse financeiro, decorrente da crise do *subprime*, sobre a taxa Selic foi a maior verificada ao longo do regime de metas. A instabilidade financeira durante o período de sucessão eleitoral, no segundo semestre de 2002, também foi levada em consideração na condução da política monetária brasileira. Em relação aos demais períodos analisados, nos quais o nível de estresse foi mais moderado, os impactos dos estresses financeiros não foram significativos sobre a taxa Selic. Dessa forma, os resultados revelaram o comportamento ativo do Banco Central diante dos principais episódios de estresse financeiro ao longo do regime de metas no Brasil, além de evidenciarem que as questões envolvendo estabilidade financeira foram consideradas na condução da política monetária.

## ABSTRACT

FERREIRA, Douglas Marcos, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, August, 2015. **Monetary policy and financial instability – An analysis for the inflation targeting regime in Brazil.** Advisor: Leonardo Bornacki de Mattos. Co-adviser: Joanna Georgios Alexopoulos.

The intensification of the financial globalization process and the liberalization of capital markets have brought new challenges to central banks around the world. Thus, the international financial crisis, which initiated in 2007, reopened the necessity to explore the relationship between the financial sector and the monetary policy by putting in debate the involvement of central banks in ensuring price stability and financial stability. Inserted in this context, of a major concern to safeguard the financial stability, it is relevant to investigate whether Brazil's Central Bank acted against the financial instabilities in the economy during the inflation targeting regime and how active these reactions might have been. Hence, this paper aims to analyze what role, in terms of response pattern, Brazil's Central Bank performed before the financial stability episodes that were present in the country's economy. Specifically, we sought to identify and characterize the financial stress scenarios which affected the Brazilian economy during the inflation targeting regime, and also measure the financial instability impacts on the basic interest rate of the economy. To meet the first objective, the study introduced an ordinal estimate of the financial stresses in the form of an index, the Financial Stress Index (FSI), based on six variables of the financial market related to banking, stock, debt and exchange sectors. The FSI had good performance in identifying the financial stress episodes largely recognized in the Brazilian economy throughout the inflation targeting regime. We identified twenty episodes in the analyzed period and the instabilities of the stock and exchange sectors inflamed the main episodes of stresses in the Brazilian economy. To analyze and quantify the response of the monetary policy, via changes in the Selic rate, in regards to the financial stresses, we estimated the Central Bank's reaction function with time-variant parameters using the Kalman filter. The empirical analysis of this study not only allowed us to quantify the financial stress effect on the interest rate, but also to elucidate periods when these episodes were most alarming for the Brazilian monetary authority. The results indicated that Brazil's Central Bank raised the basic interest rate of the economy to face the most unstable financial scenarios; however, the magnitudes of these reactions were heterogeneous. The

magnitude of the financial stress due to the subprime crisis was the most significant throughout the inflation targeting regime. The financial instability during the presidential elections of 2002 was also reflected in the Brazilian monetary policy conduction. In relation to the other periods, in which the stress level was moderate, the financial stress impacts were not significant over the Selic rate. Thus, the results revealed an active behavior of the Central Bank when facing the most important episodes of financial stress during the inflation targeting regime in Brazil, and also we found evidence that the financial stability has influenced the conduction of the monetary policy.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações iniciais

A crise financeira internacional, iniciada em 2007, reabriu a necessidade de explorar a relação entre o setor financeiro e a política monetária, ao colocar em debate o envolvimento dos bancos centrais para garantir a estabilidade de preços e a estabilidade financeira. Como ressaltado por Gameiro *et al.* (2011), a crise do *subprime*<sup>1</sup> mostrou que a estabilidade monetária não garante, por si só, a estabilidade financeira e que os processos de liberalização e inovação financeira concederam papel mais importante aos fatores financeiros na dinâmica macroeconômica.

Historicamente, a preocupação com a elevação dos preços tornou-se crescente entre as economias a partir da década de 1970. Como ressaltou White (2002), o consenso nas décadas de 1970 e 80 sobre o processo inflacionário era “quanto menor, melhor”. Simultaneamente à maior preocupação com o contexto inflacionário, as instabilidades financeiras, a partir da década de 1980, tornaram-se motivo de interesse para as agendas das autoridades monetárias. Diversos episódios de instabilidades financeiras se estenderam desde então, entre eles a bolha nos preços imobiliários em Tóquio, nos fins dos anos de 1980; a crise financeira do sudeste asiático, em 1997/1998; e, por fim, a crise financeira iniciada no mercado americano das *subprimes*, em meados de 2007.

Os conceitos de estabilidade de preços e estabilidade financeira têm sido discutidos e elaborados ao longo das últimas décadas. Porém, não há unanimidade na definição deste último. A definição da estabilidade de preços tem sido amplamente abordada nas últimas décadas pelo fato de ela ter se tornado objetivo explícito na

---

<sup>1</sup>*Subprime* é uma modalidade de crédito concedido a pessoas com mau histórico de pagamento. Devido às baixas taxas de juros decorrentes de grande liquidez do mercado internacional, a demanda por casas hipotecadas nos EUA, financiadas por créditos *subprime*, se elevou, fazendo com que o preço das casas aumentasse e ocorresse seu refinanciamento. O problema se deu quando a taxa de juros aumentou e o preço das casas diminuiu. Pessoas que haviam contraído empréstimos não conseguiram pagar. Uma vez que as casas eram dadas como garantia e o preço delas estava diminuindo, parte dos emprestadores não foi capaz de recuperar seus investimentos. Em agosto de 2007, a crise tomou proporções mundiais devido à securitização (TABAK; SOUZA, 2009).

conduta de importantes bancos centrais, principalmente após o surgimento do regime de metas para inflação<sup>2</sup>.

Conforme apontaram Apostoiaie e Cuza (2010), por trás das diversas teorias e diferentes perspectivas empíricas há consenso em relação aos elementos que definem a estabilidade de preços. E esta é alcançada quando o dinheiro mantém seu valor constante no decorrer do tempo ou a velocidade da queda do seu poder de compra é lenta.

Em relação à estabilidade financeira, não há definição única em função da complexidade e dinâmica do sistema financeiro. A definição proposta por Schinasi (2004) estabelece que um sistema financeiro estável deve ser capaz de facilitar o desempenho da economia e dissipar desequilíbrios financeiros que surgem endogenamente ou resultam de eventos adversos não antecipados. O Banco Central Europeu (ECB, 2009) sugeriu que a estabilidade financeira é uma condição em que o sistema financeiro é capaz de suportar choques e descobrir desequilíbrios no processo de intermediação financeira que possam prejudicar, significativamente, a alocação de oportunidade de investimentos rentáveis. Parte dos economistas opta por definir o que é instabilidade financeira. De acordo com Chant (2003), a instabilidade financeira está relacionada ao cenário no qual o desempenho da economia é ameaçado ou afetado pelos mercados financeiros, isso em função do seu impacto sobre o sistema como um todo. Nesse contexto, Balakrishnan *et al.* (2009) optaram por definir o que é estresse financeiro. Segundo eles, estresse financeiro é o período em que o sistema financeiro está sob pressão, ou seja, as incertezas e mudanças nas expectativas sobre perda dos agentes influenciam os mercados e instituições financeiras, e sua capacidade de intermediar transações é prejudicada. Illing e Liu (2006) acrescentaram que o estresse financeiro atua sobre os agentes econômicos via incerteza e mudanças nas expectativas de perdas nas instituições e mercados financeiros. Neste trabalho, utilizou-se a definição proposta por Balakrishnan *et al.* (2009) como *proxy* para medir as instabilidades financeiras.

As recentes transformações ocorridas nos mercados financeiros, paralelamente aos objetivos da política monetária de conter pressões inflacionárias, trouxeram profundas implicações para a atuação dos bancos centrais. Apostoiaie e Cuza (2010)

---

<sup>2</sup> O regime de metas para inflação foi adotado inicialmente pela Nova Zelândia em 1989/1990 e tem sido utilizado em mais de 20 países, incluindo os Estados Unidos, de maneira não oficial. Ver Mankiw (2006).

argumentaram que nas décadas de 1990 e 2000 as crises financeiras oriundas do processo de globalização financeira intensificaram o debate entre as autoridades e os teóricos sobre a relação entre estabilidade de preços e estabilidade financeira<sup>3</sup>.

Nesse contexto, o dilema que surge é se a política monetária deve ter como missão garantir a estabilidade financeira em paralelo com o seu objetivo fundamental, que é assegurar a estabilidade dos preços. Os defensores da estratégia de que a política monetária deve considerar questões inerentes à estabilidade financeira em suas ações baseiam-se no fato de que as estabilidades se complementam e se reforçam mutuamente. Analisando, inicialmente, a contribuição da estabilidade de preços para a promoção da estabilidade financeira, são apontados inúmeros mecanismos de fortalecimento mútuo para promoção das respectivas estabilidades. Um deles se baseia no fato de muitos contratos financeiros serem expressos em termos nominais e, por isso, um ambiente de preços estáveis impede a distribuição arbitrária de renda e riqueza entre devedores e credores, distribuição essa que poderia resultar em aumento imprevisto de preços e ocasionar estresse financeiro (PAPADEMOS, 2009)<sup>4</sup>. No entanto, um sistema financeiro estável aumenta a estabilidade de preços ao prover maior eficácia da política monetária. Por essa razão, esse autor afirmou que a estabilidade financeira facilita a transmissão da política monetária ao conter a propagação e os impactos de choques econômicos por meio do setor financeiro e pela redução da incidência de choques originados por esse setor, que podem ser gerados por falhas bancárias ou desequilíbrios no setor como um todo.

Os motivos anteriores sugerem, portanto, que as ações da política monetária devem levar em consideração as questões ligadas à estabilidade financeira. Entretanto, uma questão relevante neste cenário diz respeito à forma de reação da política monetária e quais os instrumentos devem ser usados como forma de garantir a estabilidade financeira. Assim, Gameiro *et al.* (2011) listaram duas perspectivas. A primeira delas considera a utilização dos preços de ações na construção do índice de preços de referência para a política monetária. Em estudo pioneiro, Alchian e Klein (1973) ressaltaram que, sob a perspectiva de bem-estar social, a taxa de inflação deve incluir os

---

<sup>3</sup>White (2002) afirmou que os mercados financeiros estão na vanguarda dessa revolução em curso.

<sup>4</sup>Segundo Balakrishnan *et al.* (2009), estresse financeiro é definido como o período no qual o sistema financeiro está sob pressão, ou seja, as incertezas e mudanças nas expectativas de perda dos agentes influenciam os mercados e instituições financeiras, e sua capacidade de intermediar transações é prejudicada.

preços esperados de aquisições futuras, além da mensuração tradicional constituída pela cesta de bens e serviços adquiridos em determinado período. Na última década, os trabalhos de Goodhart e Hoffmann (2000) e Goodhart (2001) utilizaram os preços das ações como *proxies* para medir as expectativas futuras dos preços, pelo fato de eles conterem informações sobre a expectativa de inflação futura. A segunda perspectiva, conhecida como *leaning against the wind*, sugere que a política monetária deve ser utilizada para conter o desenvolvimento de valorizações excessivas nos preços das ações ou instabilidades financeiras. De acordo com Cecchetti *et al.* (2000), os bancos centrais devem desenvolver ferramentas para a tomada de decisão sob incertezas que inclui possíveis desalinhamentos nos preços das ações, sendo esses desalinhamentos potenciais fontes de distorções econômicas, contra as quais as autoridades monetárias devem reagir.

Sob uma ótica antagônica às apresentadas anteriormente, a abordagem conhecida como *benign neglect* não defende a utilização dos instrumentos da política monetária para fins de estabilidade financeira. De acordo com Gameiro *et al.* (2011), essa abordagem sustenta que a política monetária deve se concentrar em atingir seu objetivo primordial – estabilidade de preços – e que a estabilidade financeira deve ser alcançada via capacidade autocorretora dos mercados ou pela regulação prudencial. Considerados entre os principais defensores dessa abordagem, Bernanke e Gertler (2001) concluíram que os bancos centrais não devem responder às variações nos preços das ações, exceto à medida que tais variações influenciem as expectativas inflacionárias futuras.

Os efeitos potencialmente desestabilizadores das recentes crises e instabilidades no sistema financeiro fizeram que essa última abordagem perdesse credibilidade entre as autoridades monetárias. O Banco Central da Inglaterra já incluiu como um de seus objetivos a proteção e consolidação da estabilidade do sistema financeiro no Reino Unido (APOSTOIAIE; CUZA, 2010). A visão do Banco Central Europeu, por meio de seu *Mission statement*<sup>5</sup>, estabelece que o seu objetivo principal é manter a estabilidade dos preços para o bem comum, além de salvaguardar a estabilidade financeira. No caso do Brasil, o Banco Central (BACEN) tem como missão assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda e um sistema financeiro sólido e eficiente (BACEN, 2013). Conforme ressaltado pelo seu atual presidente, Alexandre Tombini, o Banco Central do

---

<sup>5</sup>Para mais detalhes: <[http://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/escb/html/mission\\_eurosys.en.html](http://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/escb/html/mission_eurosys.en.html)>.

Brasil sempre teve como missão assegurar a estabilidade de preços e a estabilidade financeira (TOMBINI, 2012)<sup>6</sup>.

## 1.2. O problema e sua importância

A crise financeira internacional do *subprime* forneceu claras evidências de que mesmo o ambiente econômico favorável antes da sua eclosão, caracterizado por inflação estável e crescimento econômico, não impediu os desequilíbrios e instabilidades no mercado financeiro. Segundo Papademos (2009), um consenso que surgiu após a crise é que a principal responsabilidade dos bancos centrais é preservar a estabilidade dos preços, porém essa instituição tem o preponderante papel de promover a estabilidade financeira. Conforme destacaram Apostoiaie e Cuza (2010), há situações em que garantir a estabilidade financeira é mais importante que manter a estabilidade de preços. Inserido nesse contexto de maior preocupação em se resguardar a estabilidade financeira, torna-se relevante investigar se o Banco Central do Brasil reagiu às instabilidades financeiras que atingiram a economia ao longo do regime de metas para a inflação e qual a intensidade dessa reação caso ela tenha ocorrido. O período em questão compreende a ocorrência de episódios nacionais e internacionais que refletiram nas condições de estabilidade do sistema financeiro nacional, como a crise de confiança em 2002, a crise financeira internacional em 2007/2008, a crise da zona do euro em 2011 e a instabilidade política e econômica no fim de 2014.

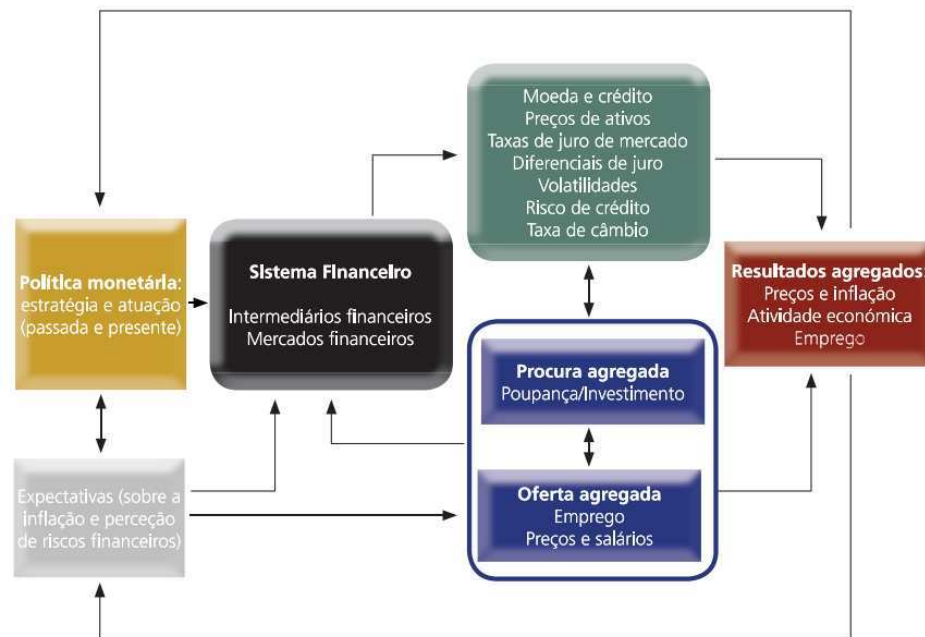
Em períodos de instabilidades financeiras, dois tipos de riscos afetam a economia em geral. Conforme ressaltado por Mishkin (2009), o primeiro desses riscos é de avaliação, relacionado à dificuldade do mercado em avaliar o valor dos ativos em função de sua complexidade e da falta de transparência de sua solidez. O segundo risco é o macroeconômico, ligado ao aumento da probabilidade de uma instabilidade financeira ocasionar grande deterioração da economia real. Isso se deve ao fato de as tensões financeiras provocarem desaceleração econômica que, por sua vez, afeta o valor dos ativos, gerando um circuito de retroalimentação.

---

<sup>6</sup> Em 2011, foi criado o Comitê de Estabilidade Financeira (Comef), que permitiu ampliar a coordenação do processo interno de avaliação da estabilidade financeira e de definição de diretrizes e estratégias para mitigar riscos ao Sistema Financeiro Nacional (TOMBINI, 2012).

As decisões da autoridade monetária influenciam diversas variáveis no setor real e financeiro da economia, sendo transmitidas através de diversos canais, cujo efeito final reflete sobre preços, atividade econômica e emprego, entre outros. No processo de transmissão da política monetária que se inicia com a determinação da taxa oficial de juros<sup>7</sup>, a estabilidade financeira é de relevante importância para a maior eficiência desse mecanismo de transmissão. A Figura 1 apresenta, resumidamente, o mecanismo de transmissão da política monetária no contexto do regime de metas para a inflação no qual a economia brasileira está inserida.

Inicialmente, a política monetária impacta diretamente as expectativas dos agentes, e o respectivo processo de formação das mesmas. Essas expectativas, juntamente com a política monetária, exercem influência sobre o sistema financeiro de maneira geral.



**Figura 1** – O mecanismo de transmissão da política monetária  
 Fonte: GAMEIRO *et al.*, 2011.

Segundo Gameiro *et al.* (2011), no processo de ajustes do sistema financeiro, a política monetária influencia também variáveis como preços de ativos, moeda, taxa de juros, crédito e câmbio etc. Essas variáveis, em conjunto com as expectativas dos agentes, estabelecem o comportamento e balanço das famílias e empresas e,

<sup>7</sup> No Brasil, a autoridade monetária utiliza a taxa Selic como instrumento primário de política monetária. Mais informações sobre a taxa Selic e a operacionalização da política monetária no Brasil são apresentadas no Capítulo 2.

consequentemente, os resultados agregados em termos de inflação, atividade econômica e emprego. Por fim, os resultados agregados da inflação, atividade econômica e emprego são novamente levados em consideração na avaliação e condução da política monetária, bem como nas expectativas dos agentes, retroalimentando o ciclo.

São identificados dois canais pelos quais a política monetária opera e que são influenciados pelas condições do sistema financeiro: os canais de crédito e da taxa de juros<sup>8</sup>. O canal de crédito diz respeito ao impacto exercido pela política monetária sobre a disponibilidade de crédito que os bancos podem oferecer para os respectivos clientes, bem como sobre a aptidão desses clientes em recebê-lo. Segundo Bernanke (2007), um conceito-chave nesse contexto é o prêmio de financiamento externo, definido como a diferença entre o custo dos agentes em angariar recursos externamente e o custo de adquiri-los internamente. Gameiro *et al.* (2011) argumentaram que a instabilidade financeira pode aumentar consideravelmente o prêmio de financiamento externo para os intermediários financeiros e o setor não financeiro. Uma política monetária expansionista, caracterizada por reduções na taxa de juros, pode ter seu impacto reduzido pela instabilidade financeira, pois as instituições financeiras podem restringir o crédito, a fim de protegerem seus balanços.

O canal da taxa de juros está relacionado à influência das alterações na taxa de juros oficial sobre as taxas de juros de mercado relevantes para o investimento e poupança dos agentes. Uma situação de instabilidade financeira pode dificultar o processo de influência da autoridade monetária sobre as taxas de juros de mercado. Se essas taxas estão distorcidas por prêmios de risco, será mais difícil para o Banco Central controlar as taxas de mercado no nível que considera adequado. Outro fator é o maior nível de poupança por motivos de precaução em virtude de um cenário de instabilidade financeira, fato que diminui a eficácia da política monetária (GAMEIRO *et al.*, 2011).

As instabilidades financeiras podem também afetar a eficiência da política monetária via alterações nas expectativas da inflação. Segundo Galí (2010), a transmissão de um choque financeiro para a economia real geralmente provoca contração severa e duradoura na produção e no emprego, podendo causar pressões deflacionárias. Caso os agentes incorporem nas expectativas essa pressão deflacionária,

---

<sup>8</sup> Os recentes episódios de estresse financeiro têm impulsionado estudos que avaliam o impacto de instabilidades financeiras sobre o canal de risco, como o trabalho de Rajan (2005). Esse canal aborda a relação entre as baixas taxas de juros e o processo de percepção e tomada de risco pelos agentes econômicos.

isso pode dificultar seriamente os objetivos da autoridade monetária em preservar a estabilidade de preços.

Apesar do consenso que surgiu após os recentes episódios nos sistemas financeiros dos impactos potencialmente devastadores que as crises financeiras podem ocasionar sobre a economia e sobre a eficiência dos instrumentos da política monetária, a forma de atuação dos bancos centrais nesses cenários continua em debate. Nesse contexto, três conclusões gerais foram amplamente compartilhadas e expostas por Caruana (2010): i) o Banco Central deve ser, na maioria das vezes, a primeira instituição pública a agir quando uma crise financeira acontece; ii) os bancos centrais, com relação à estabilidade financeira, devem ter objetivos realistas e consistentes com suas políticas monetárias primárias; e iii) os bancos centrais devem ter os poderes e instrumentos para alcançar esses objetivos.

Cabe ainda ressaltar a relevância da adoção de uma política monetária agressiva durante períodos de crises financeiras. Mishkin (2009) defendeu que a política monetária é mais eficaz durante crises quando comparada a períodos normais. De acordo com esse autor, através de uma política monetária agressiva para compensar os efeitos negativos de crises financeiras sobre a atividade econômica, a política monetária pode reduzir a probabilidade de ocorrência de um ciclo de retroalimentação, exposto anteriormente, através da redução das taxas de juros preventivamente ou via políticas não convencionais<sup>9</sup>.

Apesar das recentes discussões envolvendo estabilidade financeira e política monetária<sup>10</sup>, poucos trabalhos analisam a questão empiricamente, além de terem como foco as economias desenvolvidas. De acordo com Bauducco *et al.* (2008), resultados empíricos e evidências sobre essa relação têm sido ignorados nos trabalhos teóricos. Bernanke e Gertler (2001) analisaram como a política monetária deve reagir à volatilidade nos preços dos ativos no mercado americano. O estudo indica a eficácia do regime de metas para a inflação em atingir a estabilidade macroeconômica e garantir a

---

<sup>9</sup>Mishkin (2009) argumentou que, se o *Federal Reserve* não tivesse adotado uma política monetária agressiva de baixar os juros de forma expressiva, os resultados da crise do *subprime* para a economia norte-americana seriam piores do que os ocorridos.

<sup>10</sup> Como pode ser visto pelos frequentes relatórios publicados sobre a estabilidade financeira pelo Fundo Monetário Internacional, pelo *Federal Reserve* e pelo Banco Central Europeu, disponíveis em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/gfsr>>, <<http://www.federalreserve.gov/econresdata/fsprstaff.htm>> e <<https://www.ecb.europa.eu/pub/fsr/html/index.en.html>>, respectivamente.

estabilidade financeira, sendo que a política monetária deve reagir às variações nos preços dos ativos à medida que eles afetam as projeções futuras da inflação.

Os estudos de Akram *et al.* (2007) e Akram e Eitrheim (2008) construíram um modelo econométrico para a Noruega, a fim de analisarem empiricamente se o Banco Central pode promover a estabilidade financeira, através da estabilização da inflação e do produto. Além disso, é testada a hipótese de que a estabilização adicional dos preços dos ativos e o crescimento do crédito podem aumentar a estabilidade financeira. Os resultados sustentam a hipótese de que o Banco Central pode assegurar a estabilidade financeira, através da estabilidade inflacionária e do produto, e as estabilidades dos preços dos ativos e da expansão do crédito podem servir como garantias adicionais na promoção da estabilidade financeira.

Baxa *et al.* (2013) investigaram se a estabilidade financeira é importante na condução da política monetária, analisando para isso a sua forma de condução em cinco países: Estados Unidos, Suécia, Reino Unido, Canadá e Austrália. Os resultados encontrados apontam que os bancos centrais geralmente alteram as taxas de juros, principalmente reduzindo-as durante períodos de estresses financeiros. Entretanto, as magnitudes de tais alterações variam substancialmente ao longo do tempo entre os diferentes países.

O trabalho de Herrero e Del Río (2003) incluiu uma amostra de países em desenvolvimento na análise dos principais fatores que afetam a estabilidade financeira. Esse estudo englobou um painel de 79 países analisados entre 1970 e 2000 e teve como *proxy* para a instabilidade financeira as crises bancárias. Os citados autores concluíram que o fato de o Banco Central ter como objetivo claro a estabilidade dos preços fez com que a probabilidade de crises no sistema bancário fosse reduzida. Outro ponto a ser destacado refere-se à relação direta entre o maior nível de independência dos bancos centrais e a redução da probabilidade de crises nos sistemas bancários nos países em estudo.

Bulír e Cihák (2008) analisaram como as políticas de estabilização reagem às vulnerabilidades dos setores financeiros em 28 países desenvolvidos e emergentes. De acordo com esse estudo, a capacidade de resposta da política monetária a vulnerabilidades do setor financeiro é mais forte em economias cuja supervisão do sistema bancário é feita dentro do Banco Central.

Os estudos que têm como enfoque a economia brasileira não analisam diretamente o papel da instabilidade financeira na condução da política monetária pelo Banco Central. O estudo de Medeiros e Aragón (2012) analisou mudanças na política monetária brasileira ao longo do regime de metas para inflação através da especificação *forward-looking* da regra de Taylor. Os resultados apontaram importantes mudanças na condução da política entre 2001 e 2011, sendo a meta implícita para a taxa Selic reduzida nesse período, como resultado da maior estabilidade da economia brasileira pós-2003. Outra mudança refere-se ao fato de o Banco Central reagir mais ativamente à expectativa de inflação em detrimento da inflação observada, reforçando a importância da especificação *forward-looking* para a economia brasileira. Outros autores como Aragón e Portugal (2010), Lima *et al.* (2007) e Palma e Portugal (2011) fizeram uma análise semelhante à anterior para a economia brasileira, e a diferença entre os trabalhos se concentrou no período abarcado ou na possibilidade de certas particularidades na condução da política, como a presença de assimetrias e não linearidades na função de reação do Banco Central.

A análise feita por Tabak *et al.* (2010) tratou mais especificamente da relação entre estabilidade financeira e política monetária para o Brasil, porém utilizou como *proxy* para o setor financeiro os empréstimos bancários. O estudo indicou que durante períodos de afrouxamento da política monetária os bancos aumentaram seus empréstimos e bancos de maior porte, liquidez e capitalização tenderam a absorver melhor os efeitos dos choques da política monetária. Em relação à exposição aos riscos, baixas taxas de juros contribuem para o aumento da exposição dos bancos ao risco de crédito.

Este trabalho se diferencia dos demais, que centram as respectivas análises para a economia brasileira, em três pontos: i) inclui na função de reação da política monetária um indicador explícito para a instabilidade financeira; ii) permite que os parâmetros estimados da função de reação da política monetária variem ao longo do tempo, fato que possibilita uma análise dinâmica da condução da política monetária; e iii) o indicador para a instabilidade financeira constitui-se de parâmetros de diferentes setores do sistema financeiro, em vez de incluir apenas um deles, a exemplo do setor bancário. Em relação a este último ponto, Baxa *et al.* (2013) afirmaram que o uso de um índice composto é mais realista, pois permite avaliar as instabilidades financeiras causadas por diferentes fatores e não apenas limitar a um tipo específico de instabilidade. Portanto,

tais inovações permitem analisar de modo mais preciso e realista se o Banco Central brasileiro reagiu às instabilidades financeiras durante o regime de metas e qual a magnitude dessas reações.

### **1.3. Hipótese**

O Banco Central do Brasil utilizou a política monetária via alterações na taxa de juros, diante das instabilidades financeiras pelas quais a economia brasileira passou desde a adoção do regime de metas para inflação.

### **1.4. Objetivos**

#### **1.4.1. Objetivo geral**

Analisar qual o padrão de resposta do Banco Central do Brasil diante dos episódios de instabilidades financeiras que incidiram sobre a economia do país entre julho de 1999 e fevereiro de 2015.

#### **1.4.2. Objetivos específicos**

- i) Identificar e caracterizar os cenários de estresses financeiros que afetaram a economia brasileira durante o regime de metas para inflação.
- ii) Investigar se a condução da política monetária, através de alterações na taxa de juros, foi afetada pelas instabilidades financeiras.
- iii) Mensurar os impactos das instabilidades financeiras sobre a taxa de juros básica da economia.

## **2. O DESENVOLVIMENTO DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO E A OPERACIONALIZAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO REGIME DE METAS**

Concomitante à eclosão das crises financeiras na década de 1990, entre elas a crise asiática (1997) e a crise na Rússia (1998), surgiu o interesse pela situação dos sistemas financeiros de países emergentes, como o Brasil. Essa maior preocupação em relação aos países emergentes se deve à maior sensibilidade dessas economias diante da volatilidade dos fluxos de capitais internacionais, conforme sugerido por Stiglitz *et al.* (2006). De acordo com Terra e Soihet (2006), a elevação do fluxo de capitais internacionais associou-se à ocorrência de crises em escala mundial. O processo de liberalização financeira, intensificado nas décadas de 1980 e 1990, permitiu a elevação do volume e velocidade de circulação dos fluxos de capitais internacionais. A intensificação da globalização financeira foi acompanhada pelo aumento da instabilidade econômica mundial.

Com o intuito de apresentar arquitetura financeira desenvolvida e estável que desempenhasse sua função primordial de promover eficiência alocativa dos recursos financeiros, o sistema financeiro do Brasil passou por diversas reformas a partir de 1960, que foram intensificadas no final da década de 1980<sup>11</sup>. No Quadro 1 são sintetizadas as principais medidas para o fortalecimento e desenvolvimento do Sistema Financeiro Brasileiro (SFB).

---

<sup>11</sup> Puga (1999) ressaltou que a credibilidade e o grau de desenvolvimento do sistema financeiro são aspectos relevantes para o crescimento de um país.

**Quadro 1 – Consolidação do Sistema Financeiro Brasileiro**

<b>Ano/Documento</b>	<b>Principais medidas</b>
1964 – Lei 4.595 (Lei da Reforma Bancária)	Criação do Banco Central do Brasil (BACEN) e da Comissão de Valores Mobiliários (CVM).
1965 – Lei 4.728 (Lei do Mercado de Capitais)	Regulamentação das atividades das bolsas de valores e definição das funções dos bancos de investimento.
1988 – Resolução 1.524 da Comissão de Valores Mobiliários	Criação dos bancos múltiplos.
1994 – Resolução 2.099 do Banco Central	Estabelecimento de limites mínimos de capital para a constituição de um banco: R\$ 7 milhões de capital realizado e patrimônio líquido, para bancos comerciais; R\$ 6 milhões, para os de investimento e desenvolvimento; e R\$ 3 milhões, para as financeiras.
1995 – Medida Provisória 1.179	Criação de incentivos fiscais para a incorporação de instituições financeiras.
1995 – Medida Provisória 1.182	Ampliação dos poderes do Banco Central – realização de ações preventivas para sanear o sistema financeiro. A medida permite que o BACEN exija das instituições com problemas de liquidez um novo aporte de recursos, a transferência do controle acionário ou a reorganização societária.
1995 – Resolução 2.208 do Banco Central	Instituição do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), com o objetivo de assegurar a liquidez e a solvência do sistema financeiro. O programa consistiu de uma linha de crédito especial do BACEN destinada a bancos privados interessados na fusão ou aquisição de outros bancos, especialmente aqueles em dificuldades.
1995 – Resolução 2.212 do Banco Central	Essa Resolução dificulta a constituição de novas instituições financeiras, por meio do aumento do limite inicial de capital para a constituição de novos bancos, e cria incentivos para a fusão, incorporação e transferência de controle acionário.
1996 – Medida Provisória 1.334	A M.P. 1.334 instituiu a responsabilidade das empresas de auditoria contábil em casos de irregularidades na instituição financeira.
1996 – Medida Provisória 1.514	Instituição do Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES), com o objetivo de sanear o sistema financeiro público estadual.
1997 – Resolução 2.390 do Banco Central	Criação do Sistema Central de Risco de Crédito. Essa medida estabelece que as instituições financeiras devem identificar e informar o Banco Central sobre os clientes que possuem saldo devedor superior a R\$ 50 mil.

1998 – Resolução 2.554 do Banco Central	Estabelece que as instituições financeiras devem apresentar ao Banco Central um programa para a implantação de sistemas de controles internos.
2000 – Resolução 2.804 do Banco Central	Determina às instituições financeiras: a) manter sistemas de avaliação do risco de liquidez a que estão expostas nos mercados financeiros e de capitais; b) estabelecer plano de contingência contendo estratégias de administração de situações de crise de liquidez; e c) designar diretor estatutário responsável pela observância do disposto nesta Resolução.
2006 – Decreto 5.685	Instituição do Comitê de Regulação e Fiscalização dos Mercados Financeiro, de Capitais, de Seguros, de Previdência e Capitalização (Coremec), com a finalidade de promover a coordenação e aprimoramento da atuação das entidades de administração pública federal que regulam e fiscalizam as atividades relacionadas à captação pública de poupança popular.
2006 – Resolução 3.380 do Banco Central	Determina que, até 31/12/07, as instituições financeiras reguladas pelo BACEN implementem estruturas de gerenciamento de risco operacional (incluindo identificação, avaliação, monitoramento, controle e mitigação do risco), com vistas ao enquadramento do SFB ao Novo Acordo de Basileia (Basileia II).
2006 – Resolução 3.427 do Banco Central	Determina que a CVM oriente sua atividade de supervisão do mercado de capitais com base em um Sistema de Supervisão Baseado em Risco (SBR), a ser criado. O SBR deve contemplar: a) identificação, dimensionamento e proposição de formas de mitigação dos riscos a que se expõe o mercado; b) controle e monitoramento de eventos causadores de risco; c) um Plano Bienal de Supervisão, a ser enviado ao CMN; e d) um Relatório Semestral de Monitoramento de Riscos.

Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2014; PUGA, 1999; HERMANN, 2010.

Ao longo das cinco últimas décadas, as reformas implementadas no Sistema Financeiro Brasileiro, muitas delas de caráter macroprudenciais, possibilitaram sua reestruturação e sofisticação, de modo a torná-lo mais sólido e estável. Como destacado pelo Banco Central do Brasil (2014), as instituições financeiras brasileiras foram bem-sucedidas na implementação de inovações financeiras e no aproveitamento de oportunidades regulatórias, o que lhes permitiram não apenas sobreviver em um contexto visto no resto do mundo como hostil à atividade econômica, como também acumular capital, desenvolver-se tecnologicamente e crescer.

Nesse contexto, diversas medidas foram implementadas com o intuito de prover mais poderes ao Banco Central, como a Medida Provisória 1.182, em 1995, que ganhou novos contornos com a adoção do Regime de Metas para a Inflação. A partir de junho

de 1999, o Brasil passou a adotar formalmente o regime de metas para a inflação, complementando a transição para o câmbio flutuante iniciada seis meses antes. Segundo Bogdanski *et al.* (2000), o regime de metas para a inflação era o quadro mais adequado para alcançar a estabilização econômica no âmbito de um regime de câmbio flexível. O regime de metas de inflação foi formalmente adotado pela Nova Zelândia em 1989/1990, seguida pelo Canadá e pelo Chile em 1991 e por Israel e Reino Unido em 1992. Atualmente, é seguido por mais de 20 países (entre desenvolvidos e emergentes), além do Banco Central Europeu.

O Brasil, nas décadas de 1980 e 90, enfrentou problemas bastante graves ligados à inflação e foi apenas a partir de meados da década de 1990 que o país conseguiu “controlar” o processo de aceleração inflacionária. Após uma série de tentativas sem sucesso na Nova República, o Plano Real conseguiu baixar a inflação, que foi mantida sob controle até então. No entanto, a área econômica dos governos não conseguiu impedir que, no decorrer desse período, alguns repiques inflacionários ocorressem de forma a influenciar negativamente a economia brasileira: crise brasileira (1999), crise de confiança (2002/2003) e crise financeira internacional (2007/2008). Sem contabilizar os efeitos negativos gerados por crises externas, como a crise no México (1995), crise na Ásia (1997), moratória na Rússia (1998), queda da bolsa Nasdaq (2000) e crise do *subprime* (2008), entre outras.

A opção pela adoção do conceito de meta para a inflação – também denominada *Inflation Targeting* – na condução da política monetária brasileira teve como principal objetivo assegurar a estabilidade e o poder de compra da moeda nacional. Uma das pré-condições do regime de metas é o estabelecimento de uma única meta para a inflação. O índice oficial de referência escolhido para essa variável foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Outras pré-condições consensuais para o sucesso do regime é a credibilidade das metas e do índice utilizado, bem como de autonomia operacional do Banco Central e de um regime de câmbio flutuante. Dessa forma, na presença do regime de metas uma tendência cada vez mais dominante da política monetária de vários países tem sido a adoção de regras à la Taylor (1993), proposta como um guia útil para a política monetária, além de proporcionar maior transparência e credibilidade.

Nesse novo consenso de política monetária, a taxa de juros é o principal instrumento para se alcançar o objetivo primordial, que é a estabilidade de preços, sendo

a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) a variável utilizada no Brasil. A Selic é a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (*overnight*) lastreados por títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), ou seja, é a taxa de juros que equilibra o mercado de reservas bancárias (BACEN, 2015a). É função do Comitê de Política Monetária (COPOM) estabelecer a meta para a taxa Selic, e cabe ao Banco Central buscar manter a Selic diária próxima à meta estabelecida através de operações no mercado aberto<sup>12</sup>. Como ressaltado pelo BACEN (2015b), tais operações são o principal instrumento utilizado pelo BACEN para regular a disponibilidade e o custo das reservas bancárias, de forma a manter a taxa básica de juros (taxa Selic) efetiva em níveis compatíveis com a meta estabelecida pelo COPOM.

Entretanto, a intensificação dos processos de globalização financeira e liberalização dos mercados de capitais trouxeram novos desafios para os bancos centrais do mundo. Como apontado por Houben *et al.* (2004), a recente ênfase na estabilidade financeira é reflexo da expansão, liberalização e subsequente globalização dos sistemas financeiros, dadas as graves consequências adversas que uma potencial instabilidade financeira pode ocasionar sobre o desempenho econômico dos países. Desse modo, o Banco Central do Brasil, assim como o de outras economias desenvolvidas e emergentes, ganhou novos contornos com o recente processo de desenvolvimento das finanças internacionais de assegurar um sólido e eficiente sistema financeiro. No caso do Brasil, o Banco Central estabelece como uma das pré-condições para a adoção do regime de metas a estabilidade do sistema financeiro nacional (BACEN, 2015a). Schinasi (2003) reforçou o argumento de que os bancos centrais têm papel natural de assegurar a estabilidade financeira ao listar quatro pontos:

- i) O Banco Central é o único provedor dos principais meios de pagamentos e de liquidez imediata.
- ii) É função do Banco Central assegurar o funcionamento suave do sistema de pagamentos nacional.
- iii) O sistema bancário é peça fundamental no mecanismo de transmissão pelo qual a política monetária afeta a economia.

---

<sup>12</sup> Operações de mercado aberto são operações de compra e venda, de forma definitiva ou compromissada de títulos no mercado secundário. Nessas operações, o BACEN utiliza exclusivamente títulos públicos federais custodiados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia - Selic (BACEN, 2015b).

- iv) Existe relação explícita entre estabilidade monetária e estabilidade financeira.

Além dos fatos expostos anteriormente, a adoção do regime de metas para a inflação em economias emergentes, como o Brasil, impõe novos desafios para as autoridades monetárias na busca de mitigar os efeitos potencialmente instabilizadores dos fluxos de capitais e, conseqüentemente, da volatilidade do câmbio. Como ressaltado por Agénor e Silva (2013), apesar dos potenciais benefícios relacionados ao fluxo de capital, o risco da volatilidade e do movimento reverso do capital no curto prazo pode representar custos significativos para economias emergentes. Nesse sentido, Fraga *et al.* (2003) expuseram que economias emergentes, por serem mais vulneráveis aos fluxos de capitais externos, tendem a apresentar maior volatilidade da taxa de câmbio e, desse modo, maior pressão inflacionária.

Os efeitos decorrentes das instabilidades que atingiram a economia brasileira desde o início da adoção do regime de metas corroboram os impactos sobre a taxa de câmbio. A crise de confiança em virtude da sucessão presidencial no ano de 2002 e a crise do *subprime* nos anos 2007 e 2008 foram crises de âmbitos político e financeiro, respectivamente, que incorreram em forte depreciação da moeda brasileira, revelando a grande vulnerabilidade externa da economia nacional diante da dependência do fluxo de capitais externos.

A instabilidade política ocasionada pelas eleições presidenciais de 2002 promoveu forte desvalorização da moeda brasileira, em razão da maior vulnerabilidade aos fluxos de capitais externos, o que, por sua vez, fez que a inflação ultrapassasse o limite da meta preestabelecida para 2002, com o índice acumulado ao longo dos meses desse ano em 12,53%, afetando, portanto, a estabilidade de preços da economia.

A crise do *subprime*, iniciada no mercado financeiro norte-americano no ano de 2007, foi a mais intensa entre as ocorridas nas últimas décadas, e seus efeitos se propagaram para a maioria dos países, inclusive para os emergentes. Segundo o relatório do Fundo Monetário Internacional (2008), *World Economic Outlook*, a crise financeira internacional foi a mais grave desde os anos de 1930, levando a economia mundial ao drástico desaquecimento. Os impactos para a economia brasileira, após o agravamento da crise financeira, foram sentidos nos diversos setores da economia. A fuga de capitais do mercado brasileiro rumo à busca de ativos mais líquidos e seguros, principalmente os

títulos do Tesouro americano, resultou no empocamento interno da liquidez de crédito, além de provocar a desvalorização da moeda brasileira perante o dólar, entre outros impactos, como a redução dos níveis de atividade econômica e da demanda mundial.

Mishkin (2004) salientou que a vulnerabilidade externa é característica institucional que deve ser considerada pelos bancos centrais de economias emergentes na adoção de um regime de metas. Eichengreen (2002) acrescentou que a abertura econômica dos países emergentes expõe suas economias às vulnerabilidades externas, o que dificulta o processo de previsão da inflação. Para esse autor, os bancos centrais devem responder às variações cambiais de maneiras diferentes, segundo a persistência e a fonte de tais movimentos.

Pelos argumentos apresentados anteriormente, o canal cambial de transmissão da política monetária se destaca como um dos mais importantes para o caso do Brasil. De acordo com Arestis e Sawyer (2003), a política monetária impacta a inflação via taxa de câmbio de duas maneiras. A primeira delas está relacionada ao efeito que uma apreciação cambial é capaz de conter pressões inflacionárias de produtos importados, ao reduzir os preços desses produtos no mercado interno. O segundo meio pelo qual a política monetária influencia o nível de inflação via câmbio funciona através da condição da paridade descoberta da taxa de juros. Segundo essa ótica, uma política monetária contracionista que promova elevação da taxa de juros provoca a valorização cambial, decorrente da entrada de capitais atraídos pelo aumento do diferencial de juros interno e externo. O câmbio valorizado faz que as exportações líquidas diminuam, reduzindo a demanda agregada e, conseqüentemente, a inflação. As instabilidades financeiras podem interferir nesse canal de transmissão da política monetária ao acentuarem o movimento de reversão do fluxo de capitais externos e, assim, impactar a taxa de câmbio e o nível de preços. Essa suposição está de acordo com o argumento levantado por Noronha (2007), segundo o qual movimentos na taxa de câmbio podem ser independentes da política monetária e interferirem no funcionamento do canal cambial.

Apesar de o canal cambial ter grande relevância na transmissão da política monetária no Brasil, é importante salientar que no regime de metas para a inflação, cuja ação se baseia no controle de apenas um instrumento, no caso a taxa de juros de curto prazo, não se podem atribuir à política monetária metas adicionais para o câmbio, por exemplo. Entretanto, essa e outras variáveis econômicas são levadas em consideração na

construção do cenário prospectivo para a inflação, como pode ser visto nas Atas do Comitê de Política Monetária (BACEN, 2015a).

Portanto, no atual cenário que se insere o BACEN, as especificidades em torno da economia brasileira no âmbito da política monetária, listadas anteriormente, devem ser levadas em conta na condução da política monetária, a fim de resguardar a estabilidade do poder de compra da moeda e promover maior eficácia e solidez do sistema financeiro brasileiro. Nesse sentido, Eichengreen (2002) atentou para o fato de que não basta aos bancos centrais apenas incluírem a taxa de câmbio nas estimações de suas funções de reação, mas, sim, levarem em consideração nesse processo a origem e persistência das instabilidades dessa variável. Segundo esse autor, o regime de metas não é inviável em economias emergentes, entretanto sua condução é mais difícil de ser operada pelos bancos centrais.

### 3. REFERENCIAL TEÓRICO

Os esforços em compreender a relação entre os sistemas financeiros e a política monetária não são recentes na economia. Os debates iniciais centraram-se na relação entre os sistemas financeiros e o nível de produto e atividade econômica. A grande depressão, nos fins da década de 1920 e início de 1930, motivou as primeiras análises envolvendo os sistemas financeiros e seus impactos sobre a atividade econômica real<sup>13</sup>. Fisher (1933) relacionou a grande depressão, entre outros fatores, à deflação resultante da venda de ativos. De acordo com Bernanke e Gertler (1999), a experiência histórica, datada desde a grande depressão até as crises na década de 1990, suporta a ideia de que grandes flutuações nos preços dos ativos podem ter importantes efeitos na economia.

Até mesmo na Teoria Geral formulada por Keynes, na qual a preferência pela liquidez concede à moeda importante papel, o setor financeiro não foi negligenciado. Pelo contrário, um colapso na confiança dos credores e devedores que atuam no mercado financeiro pode desacelerar a atividade econômica (GERTLER, 1988).

Desde o início da década de 1990, a utilização de uma regra para condução da política monetária se tornou uma das principais ferramentas de escolha para os bancos centrais. Em seu artigo seminal, Taylor (1993) propõe uma regra simples para a política monetária, segundo a qual a taxa de juros está relacionada aos desvios contemporâneos da inflação e ao hiato do produto, conhecida na literatura como regra de Taylor. A especificação inicial proposta por Taylor (1993) é dada por:

$$i = \pi + 0.5y + 0.5(\pi - 2) + 2 \quad (1)$$

em que  $i$  se refere à taxa de juros nominal;  $y$  é o hiato do produto em relação ao produto potencial e  $\pi$  é a taxa de inflação ao longo dos quatro trimestres passados. Portanto, de acordo com a regra de Taylor, o Banco Central altera a taxa de juros nominal em resposta às variações na taxa de inflação passada e em relação à diferença entre o produto efetivo e o produto potencial.

---

<sup>13</sup>Como discutido em Gertler (1988), o colapso financeiro que precedeu a grande depressão reacendeu o debate teórico e empírico dos efeitos das imperfeições dos mercados financeiros sobre as flutuações dos negócios.

Desde a formulação inicial, diversos estudos têm buscado encontrar a especificação mais adequada para modelar a condução dos bancos centrais. Entretanto, o tipo de horizonte de especificação a ser utilizado na regra, *backward-looking* (passado) ou *forward-looking* (futuro), continua em debate<sup>14</sup>. No primeiro caso, o Banco Central considera informações relacionadas à inflação passada na condução da política monetária. No segundo, as expectativas em torno da inflação futura são relevantes para que a autoridade monetária altere sua política. Mais especificamente para a economia brasileira, Lima *et al.* (2007) destacaram que muitos estudos estimaram funções de reação para o Banco Central, utilizando a regra de Taylor ou alguma variação dela, e a maioria se baseia na especificação *forward-looking* (MINELLA *et al.*, 2002; BUENO, 2005; ARAGÓN; PORTUGAL, 2010, entre outros). Nesse contexto, a especificação *forward-looking* proposta por Clarida *et al.* (1998, 2000) ganhou destaque entre os economistas, a qual pode ser derivada como:

$$i_t^* = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+i} | \Omega_t] - \pi_{t+1}^*) + \gamma E[y_{t+j} | \Omega_t] \quad (2)$$

em que  $i_t^*$  indica a meta da taxa de juros;  $\bar{i}$  é a taxa de juros nominal de equilíbrio no longo prazo;  $\pi_{t+i}$  é a previsão do Banco Central para a previsão anual da taxa de inflação;  $i$  indica quantos períodos a frente teve como base o conjunto de informações  $\Omega_t$  usados para a tomada de decisão da taxa de juros disponíveis no período  $t$ ;  $\pi_{t+1}^*$  representa a meta de inflação; e  $y_{t+j}$  é a mensuração do hiato do produto no período  $t$  e  $t+j$ .

Conforme ressaltado por Clarida *et al.* (2000), grande número de trabalhos empíricos enfatiza que a regra de política descrita em (2) fornece boa descrição do comportamento da maioria dos bancos centrais. O estudo de Minella *et al.* (2002) corrobora o fato anterior, ao concluir que o Banco Central brasileiro conduziu a política monetária de maneira prospectiva (*forward-looking*), ao reagir fortemente contra a inflação esperada desde a adoção do regime de metas para combatê-la.

Nas últimas décadas, a intensificação do processo de globalização financeira fez que as discussões evoluíssem para questões relacionadas à importância da estabilidade

---

<sup>14</sup> Bauducco *et al.* (2008) questionam se a formulação inicial proposta por Taylor, *backward-looking*, é uma descrição precisa do comportamento atual dos bancos centrais.

financeira na condução da política monetária. Conforme ressaltado por Gertler (1988), um tema recorrente nos recentes trabalhos é que as falhas nos mercados financeiros podem introduzir ineficiências nesses mercados e, assim, gerar efeitos reais significantes. Dessa forma, uma classe de modelos que ganhou notoriedade por permitir a incorporação de falhas do mercado financeiro foram os modelos Novos Keynesianos de Equilíbrio Geral Dinâmico Estocástico, conhecidos como modelos DSGE.

Cabe ressaltar que há poucos estudos que analisam mais especificamente a relação entre política monetária e estabilidade financeira. Segundo Bauducco *et al.* (2008), a estabilidade do sistema financeiro se encontra ausente da formulação de políticas monetárias abordadas pelos modelos DSGE, sendo tal omissão paradoxal, já que muitos bancos centrais têm a estabilidade financeira como objetivo explícito de política<sup>15</sup>. Inseridos nesse contexto, alguns trabalhos foram desenvolvidos buscando incorporar setores e, ou, características dos sistemas financeiros nos modelos propostos. O trabalho seminal de Bernanke *et al.* (1996) introduziu o conceito de acelerador financeiro, segundo o qual desenvolvimentos no mercado de crédito podem amplificar e propagar choques para toda a economia. O modelo desenvolvido por Goodfriend e McCallum (2007) incorpora o setor bancário na análise da política monetária, enquanto os trabalhos de Curdia e Woodford (2009) e De Fiore e Tristani (2009) analisam os efeitos das falhas ou imperfeições no mercado de crédito sobre a condução da política monetária.

Com o intuito de investigar se a condução da política monetária no Brasil, através de alterações na taxa de juros, foi afetada pela instabilidade financeira, este trabalho recorreu ao modelo teórico desenvolvido por Bauducco *et al.* (2011). Esse modelo utiliza uma *proxy* para estabilidade financeira, além de inserir elementos cuja especificação é voltada para o futuro (*forward-looking*), na regra de Taylor. O modelo proposto por Bauducco *et al.* (2011) é uma extensão do modelo desenvolvido por Galí (2002). Este último buscou incorporar novos elementos, como a competição imperfeita, dentro da ferramenta DSGE, a fim de analisar as relações entre política monetária, inflação e ciclo de negócios. Por fim, trata-se de um modelo monetário de ciclos de

---

<sup>15</sup> Recentemente, diversos autores buscaram incorporar o setor financeiro na modelagem DSGE, por exemplo: Brousseau e Detken (2001) e Berger *et al.* (2007). Porém, em nenhum dos trabalhos a instabilidade financeira foi considerada explicitamente.

negócios de pequena escala, composto pelas famílias, firmas e a autoridade monetária, sendo esta última a responsável pela condução da política monetária.

As extensões propostas por Bauducco *et al.* (2011) ao modelo de Galí (2002) se referem à inclusão de uma variável relacionada à saúde do sistema financeiro e à presença de intermediários financeiros. Tais inovações permitem que sejam capturados alguns fatos já aceitos na literatura e que se mantiveram ausentes nos modelos desenvolvidos até então: i) o canal de crédito funciona através de um conjunto de empresas que dependem de financiamento externo; ii) empresas de pequeno e médio portes dependem mais dos bancos para obterem financiamento externo em relação às de grande porte; iii) pequenas empresas *startup* deixam de operar facilmente caso não consigam obter financiamento externo; iv) pequenas empresas geram aumentos na produtividade e na tecnologia; v) taxas de empréstimo mais elevadas fazem que os empréstimos marginais e o portfólio de empréstimos do sistema financeiro sejam mais arriscados; vi) o Banco Central pode observar a saúde do sistema financeiro um período antes do público; e vii) as ações da política monetária não resultam em comportamento de risco moral para os bancos comerciais. O fato de o Banco Central ter informações privilegiadas sobre a solidez do sistema financeiro é questão fundamental no desenvolvimento do modelo, sendo tal pressuposto razoável, uma vez que os bancos centrais estão envolvidos na supervisão do setor financeiro, como sugeriram Bauducco *et al.* (2008).

O modelo é composto por cinco agentes: as famílias, as empresas produtoras de bens que atuam no sistema de competição monopolística, as empresas inovadoras que estão na livre competição, os intermediários financeiros – na mesma situação de livre competição – e o Banco Central.

Em relação às famílias, elas são consideradas idênticas e com vida contínua, derivam sua utilidade no consumo de bens e lazer e aplicam suas poupanças nos intermediários financeiros, que pagam uma taxa nominal  $r_t$  pelos depósitos de um período feitos em  $t - 1$ . A cesta de produtos disponível para o consumo das famílias é dada por uma função de consumo com elasticidade de substituição constante (CES):

$$c_t = \left[ \int_0^1 c_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

em que  $c_t$  é o consumo presente da família para o bem  $i$ , indexado por  $i \in [0,1]$ ; e  $\varepsilon$  é a elasticidade de substituição entre dois tipos de bens consumidos, indexados por  $i$  e  $i'$ .

O problema de maximização da utilidade das famílias pode ser escrito como:

$$\max_{c_t, n_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, n_t) \quad (4)$$

sujeita à restrição orçamentária nominal, a cada período, dada por:

$$P_t c_t + P_t d_t = P_t w_t n_t + r_t P_{t-1} d_{t-1} + P_t \Pi_t + P_t T_t \quad (5)$$

em que  $P_t$  é o índice de preço agregado,  $d_t$  são os depósitos de um período,  $w_t$  é a taxa de salário,  $n_t$  são as horas trabalhadas,  $\Pi_t$  são os dividendos e  $T_t$  são os impostos sobre as quantias.

As firmas produtoras de bens não necessitam de financiamentos externos. Trata-se de empresas que vivem infinitamente atuando em concorrência monopolística, ao produzirem um único bem diferenciável com a tecnologia:

$$y_t(j) = a_t n_t(j) \quad (6)$$

em que  $y_t(j)$  é o produto final de cada firma  $j$ ,  $a_t$  representa mudanças tecnológicas e  $n_t$  é o trabalho. Em toda a economia, o mercado competitivo de fatores de produção assegura que todas as empresas paguem o mesmo salário nominal,  $W_t = P_t w_t$ , por unidade de trabalho empregado. Essas empresas podem ser consideradas como grandes no modelo proposto, uma vez que não necessitam de empréstimos oriundos dos intermediários financeiros, pois são capazes de financiar-se através de lucros, que podem ser retidos para tal fim.

O modelo considera rigidez nominal dos preços, porém permite alterações de modo pouco usual. Seguindo o procedimento de Calvo (1983), considera-se que as firmas ajustam os preços com pouca frequência e a oportunidade desse ajustamento segue um processo exógeno de Poisson. Em cada período existe a probabilidade

constante  $1 - \theta$  de que as firmas ajustarão os preços, independentemente do que ocorreu no passado.

Diferentemente das empresas anteriores, as firmas inovadoras precisam recorrer a empréstimos dos intermediários financeiros para o desenvolvimento de projetos. Essas empresas vivem por dois períodos e operam sob o sistema de competição perfeita. No período  $t$ , as empresas investem em um projeto, a fim de obterem retornos no período  $t+1$ . A tecnologia é dada por:

$$s_{t+1}(j) = \chi(j)s_t(j) \quad (7)$$

em que  $s_t(j)$  é o investimento inicial feito pela firma  $j$  no projeto, e  $\chi(j)$  é o retorno específico do projeto da respectiva firma.

Algumas dessas empresas sobrevivem e outras não. Para simplificar, Bauducco *et al.* (2011) assumiram que, numa fração constante  $\gamma$ , essas empresas que nascem no período  $t$  sobrevivem no período  $t + 1$  com probabilidade igual a 1. Além disso, para captar o *trade-off* entre risco e retorno, assume-se que as firmas sobreviventes com probabilidade 1 são empresas menos rentáveis e, por isso, com menores riscos de não existirem no período  $t + 1$ . As demais empresas podem deixar de existir no período  $t + 1$  com probabilidade  $\Phi_{t+1}$ , sendo  $\Phi_{t+1}$  estocástico. A empresa que não sobrevive obtém retorno zero para o seu projeto. Por fim,  $\Phi_{t+1}$  é realizado apenas no início do período  $t + 1$ , depois que as empresas se candidataram e receberam empréstimos.

O modelo considera também a presença de intermediários financeiros, sendo neutros ao risco ao desempenharem sua função de intermediários entre as famílias e as empresas inovadoras. Devido à presença de livre entrada de novos intermediários no setor financeiro, essas instituições obtêm lucro zero no equilíbrio. Os intermediários recebem depósitos das famílias no período  $t$  e emprestam para as empresas inovadoras que necessitam de tais recursos, como visto anteriormente, com uma taxa  $z_t$ . No período  $t+1$ , as firmas sobreviventes pagam seus empréstimos e os intermediários reembolsam as famílias o retorno  $r_{t+1}$ . Assume-se, por simplicidade, que as empresas não sobreviventes não reembolsam os intermediários financeiros pelos empréstimos obtidos. Cabe ressaltar que os intermediários cobram a mesma taxa de empréstimo  $z_t$  de todas as empresas, uma vez que, apesar de os intermediários serem capazes de monitorar se uma

firma existe ou não sem custos, eles não conseguem distinguir uma firma das outras. Assim, uma firma  $j$  tem incentivo a candidatar-se a um empréstimo somente quando o retorno esperado com o projeto é superior à taxa de empréstimo, ou seja:

$$\chi(j) > z_t \quad (8)$$

Assume-se que  $z_t < \chi^{\max} \forall t$ .

Parte das empresas, representadas por  $\omega_t$ , apresenta retornos menores que  $z_t$  e, por isso, não obtém empréstimos e não produz no período  $t + 1$ . Entretanto, dado o nível tecnológico das firmas inovadoras, aquelas para as quais a equação (8) é válida têm demanda infinita por empréstimos, sendo representadas pela proporção  $1 - \omega_t$ . Uma vez que os bancos não conseguem fazer distinção entre firmas, os recursos disponíveis para empréstimos ( $d_t$ ) são divididos em partes iguais para aquelas que se candidatam a recebê-los, quantia essa definida como:  $l_t = \frac{d_t}{1 - \omega_t}$ . A hipótese anterior traz consigo implicação relevante: o risco de toda carteira de crédito é crescente com a taxa de empréstimo. Assim, quando as taxas de empréstimo estão elevadas, menor número de firmas se candidatam a recebê-lo, elevando o nível de concentração dos empréstimos em firmas que apresentam altos retornos e, conseqüentemente, de maior risco no geral<sup>16</sup>.

Antes de proceder à análise do último agente do modelo, o Banco Central, cabe ressaltar certas especificidades em relação à tecnologia disponível na economia. Considera-se que a tecnologia,  $a_t$ , é composta por dois componentes. O primeiro deles é exógeno e estocástico e segue o seguinte processo autorregressivo:

$$\hat{a}_t^s = \rho^a \hat{a}_{t-1}^s + \varepsilon_t^a \quad (9)$$

em que  $\varepsilon_t^a$  é um choque independente e identicamente distribuído (i.i.d.), e  $\hat{a}_t^s$  representa os desvios, em  $\log$ , de  $a_t^s$  do seu estado estacionário.

O outro componente adicional,  $a_t^i$ , está relacionado aos projetos desenvolvidos pelas firmas inovadoras que recorreram a empréstimos no período  $t - 1$  e sobreviveram

---

<sup>16</sup> O trabalho de Ruckes (2004) encontrou uma relação positiva entre o risco e taxa de empréstimo.

no período  $t$ . Portanto, a tecnologia final,  $a_t$ , resulta de componentes exógenos e endógenos, de acordo com a seguinte função Cobb-Douglas:

$$a_t = a_t^{i\alpha} a_t^{s1-\alpha} \quad (10)$$

em que  $\alpha$  é a contribuição tecnológica gerada pelas firmas inovadoras para o total da tecnologia disponível. Portanto, sem a presença de firmas inovadoras, o crescimento da produtividade está limitado pelo componente tecnológico exógeno.

O modelo completa-se com a presença do Banco Central, cuja atuação se dá nas respostas aos choques que podem afetar os dois tipos de firmas do modelo, que seriam os choques de produtividade ( $a_t^s$ ) ou choques na probabilidade de sobrevivência das firmas ( $\Phi_t$ ). São consideradas duas funções de resposta do Banco Central, apresentadas pela equação (11). A primeira delas é representada pela regra de Taylor tradicional. A segunda leva em conta o fato de o Banco Central ter o poder de monitorar continuamente os intermediários financeiros e suas contrapartes para inferir sobre o estado da economia e os impactos da saúde do sistema financeiro sobre o lado real da economia<sup>17</sup>. Essas informações são confidenciais e exclusivas do Banco Central. Como mencionado por Bauducco *et al.* (2008), enquanto as instituições financeiras têm informações detalhadas de seus clientes, possivelmente melhores do que as disponíveis ao Banco Central, este último é provável que seja o único a ter tais informações para o sistema financeiro como um todo. Os estudos de Berger *et al.* (2000) e Bongini *et al.* (2002) elucidaram o fato de que os Bancos Centrais podem obter melhores previsões da estabilidade financeira quando as informações recentes de supervisão do sistema financeiro são exclusivas a eles, em comparação com as informações disponíveis ao público.

O modelo considera a probabilidade de sobrevivência das firmas ( $\Phi_t$ ) como indicador da saúde do sistema financeiro. Dessa forma, quando não se observa nenhum risco para a estabilidade do sistema financeiro, o Banco Central pode utilizar a regra de Taylor tradicional. Entretanto, quando se detecta alguma ameaça considerável para a estabilidade financeira (no contexto do modelo atual, indicado por um choque adverso

---

<sup>17</sup> A hipótese de supervisão do Banco Central reside no fato do mesmo exercer determinada supervisão prudencial das instituições financeiras. Para mais detalhes, ver Caruana (2010).

na sobrevivência das firmas que necessitam de empréstimos), o Banco Central pode empregar a informação privada de possibilidade de inadimplência,  $\Phi_t$ , no início do período  $t$ , e incorporá-la à sua função de reação. Isso significa que a função de resposta do Banco Central segue o processo:

$$\hat{i}_t = \begin{cases} \phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_x x_t, & \text{se } (\Phi_{t+1} - E_t \Phi_{t+1}) < 0 \\ \phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_x x_t + (\phi_\Phi + v^\Phi)(\Phi_{t+1} - E_t \Phi_{t+1}), & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (11)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal;  $\hat{\pi}_t$  é a inflação no período  $t$ ;  $x_t$  é o hiato do produto (diferença entre o produto atual e o produto potencial); e  $\phi_\Phi < 0$  e  $v^\Phi$  são choques para a sensibilidade da regra a movimentos na probabilidade de inadimplência ( $\Phi_t$ )<sup>18</sup>. O termo  $v^\Phi$  também limita a habilidade dos participantes do setor privado de inferirem sobre a probabilidade de inadimplência com base nas taxas de juros fixadas pelo Banco Central, estimando  $\phi_\pi$ ,  $\phi_x$  e  $\phi_\Phi$  com base em observações das taxas de juros. Tal fato é coerente, uma vez que o conjunto de instabilidades financeiras capturadas pelo modelo é fundamentalmente relativo a novos choques que afetam a economia e não algum fato que pode ser facilmente predito através de desenvolvimentos passados. Logo, se os agentes econômicos conhecem o valor de  $\Phi_t$ , então o alcance da política monetária para efeitos de garantir a estabilidade financeira seria reduzido. Por fim, com o intuito de garantir um único equilíbrio, é necessário impor a seguinte restrição no modelo,  $\phi_\pi > 1$ , de modo a satisfazer o princípio de Taylor, segundo o qual variações na taxa de inflação produzem alterações mais que proporcionais na taxa de juros.

No início de cada período, após  $\Phi_t$  e  $a_t^s$  estarem realizados, o total de tecnologia  $a_t$  é observado. A partir de então, as famílias tomam suas decisões referentes ao consumo, à poupança e à alocação de trabalho, formando as suas expectativas com base nas informações disponíveis naquele momento. O Banco Central define a taxa de juros da economia com base no atual cenário que a economia se encontra, levando em consideração a presença ou não de instabilidades financeiras. Portanto, de acordo com a

---

<sup>18</sup> Bauducco *et al.* (2011) ressaltaram que, embora a regra de Taylor utilizada no modelo seja do tipo *backward-looking*, as modelagens utilizando regras *forward-looking* apresentaram resultados similares a presente especificação, sugerindo que ambas podem ser utilizadas no contexto de inclusão do sistema financeiro na regra da política monetária.

equação (11), o Banco Central utiliza informações que os demais agentes do modelo não possuem e procura analisar se tais informações são relevantes ou não para determinação da taxa de juros.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1. Modelo analítico

A regra de Taylor é peça fundamental no atual estágio de atuação da política macroeconômica e da sua praticidade em promover a estabilização dos preços, objetivo esse amplamente aceito pelos bancos centrais, e assegurar a estabilidade financeira, objetivo mais recente, cuja relevância se deu a partir dos impactos potencialmente desestabilizadores advindos das recentes crises financeiras<sup>19</sup>. Dessa forma, a regra de Taylor pode ser vista como uma função de reação dos bancos centrais que indica como a política monetária deve reagir a choques que inevitavelmente atingem a economia (ALLSOPP; VINES, 2000), como é o caso das instabilidades financeiras.

Com o intuito de verificar a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil em diferentes cenários de estresses financeiros pelos quais a economia brasileira passou desde a adoção do regime de metas para inflação, este trabalho recorreu à especificação da regra de Taylor proposta por Baxa *et al.* (2013). Tal modelo inclui explicitamente na função de reação do Banco Central uma variável referente ao estresse financeiro, sendo utilizada como *proxy* para as instabilidades financeiras.

O modelo analítico utilizado neste trabalho traz importantes adaptações em relação ao modelo teórico, apresentado no Capítulo 3, tornando-o mais apurado para analisar a condução da política monetária. Dessa forma, no decorrer deste capítulo são compatibilizados os modelos teórico e analítico, a fim de incorporar especificidades na especificação da regra de Taylor, apresentadas a seguir. A primeira se refere à suavidade com a qual é alterada a taxa de juros. O modelo teórico não considera transições suaves da política monetária em decorrência de choques que atinjam a economia, como pode ser observado pela ausência de termo autorregressivo para a taxa de juros na especificação da regra de Taylor. Dessa forma, as equações (2) e (11) são bastante restritivas para descrever as recentes mudanças nas taxas de juros, pois essas especificações assumem um ajuste imediato dessa taxa para a respectiva meta estabelecida e, portanto, ignoram a tendência atual de mudanças suaves nessa variável.

---

<sup>19</sup> De acordo com Bauducco *et al.* (2011), os bancos centrais têm reconhecido a importância de monitorar a estabilidade financeira. Essa crescente atenção pode ser comprovada pelo aumento de relatórios sobre estabilidade financeira emitidos pelos bancos centrais de diversos países, como ressaltado por Cihák (2006).

Como forma de resolver o problema, o modelo empírico sugere o uso de um mecanismo de ajuste parcial proposto por Clarida *et al.* (2000), segundo o qual:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + v_t \quad (12)$$

em que  $\rho \in [1, 0]$  é o parâmetro que captura o grau de suavidade. Nesse contexto, Modenessi (2008) argumentou que a regra de Taylor tradicional não incorpora o que a ortodoxia destaca como fato estilizado no processo de condução da política monetária: os bancos centrais tendem a calibrar o juro básico de forma suave e contínua ao longo do tempo.

De acordo com o procedimento adotado por Baxa *et al.* (2013), pode-se substituir a equação (12) na equação (2). Além disso, os valores esperados da inflação e hiato do produto em (2) são substituídos por seus valores observados. Por fim, inclui-se a mensuração para o estresse financeiro ( $x$ ). A partir dessas alterações, tem-se a seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta (\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*) + \gamma_{t-1}] + \rho i_{t-1} + \delta x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (13)$$

O indicador de estresse financeiro, dado por  $x$ , auxilia a explicação do motivo dos desvios da taxa de juros da meta estabelecida pela política monetária. A instabilidade financeira no modelo teórico de Bauducco *et al.* (2008) está relacionada com a saúde do sistema financeiro, sendo esta mensurada como a probabilidade de inadimplência do setor não bancário. Conforme ressaltado por Bauducco *et al.* (2011), a probabilidade de inadimplência tornou-se uma aproximação bastante usual para instabilidades financeiras. Entretanto, o uso de uma variável ou índice simples referente a um setor específico do mercado financeiro pode não capturar eficientemente os choques que impactam todo o sistema financeiro, dada a sua complexidade. Nesse contexto, Balakrishnan *et al.* (2009) ressaltaram a relevância em considerar os choques nos mercados acionários, sendo importante analisar os setores bancário e o acionário, simultaneamente.

A fim de superar as limitações listadas anteriormente, o modelo empírico proposto por Baxa *et al.* (2013) aborda a instabilidade financeira como fenômeno

complexo e que pode resultar de eventos em diferentes setores. Para isso, este trabalho utiliza o índice de estresse financeiro, proposto por Balakrishnan *et al.* (2009), por fornecer uma análise de diferentes setores do mercado financeiro vulneráveis a instabilidades financeiras.

Quanto ao termo referente à inércia em relação à taxa de juros ( $\rho$ ), Mishkin (2009) argumentou que a política monetária pode se tornar ainda mais efetiva em momentos de instabilidades financeiras, fato esse que corroboraria para o aumento do coeficiente  $\rho$ . Em economias cujos bancos centrais estão mais propensos a reagirem quando os estresses financeiros são altos, a resposta do coeficiente  $\delta$  pode aumentar. Baxa *et al.* (2013) ressaltaram a possibilidade de  $\rho$  e  $\delta$  se moverem em direções opostas, pois o Banco Central pode se defrontar com o *trade-off* entre suavizar as variações na taxa de juros ou ajustar a taxa em função do estresse financeiro.

Em relação à especificação da regra de Taylor utilizada no modelo empírico, a equação (13) considera uma especificação voltada para o futuro, *forward-looking*, ao incluir a expectativa para a inflação  $t + 11$  períodos à frente, representada por  $\pi_{t,t+11}^e$ . Tal especificação difere da proposta pelo modelo teórico, na qual a taxa de inflação é medida, contemporaneamente, no período  $t$ , configurando uma especificação *backward-looking*. Nesse contexto, Lima *et al.* (2007) destacaram que muitos estudos estimaram funções de reação para o Banco Central utilizando a regra de Taylor ou alguma variação dela, sendo a maioria delas baseada na especificação *forward-looking* (MINELLA *et al.*, 2002; BUENO, 2005; SOARES; BARBOSA, 2006). Além disso, Bauducco *et al.* (2011) salientaram que a especificação *forward-looking* é mais adequada para modelar o comportamento dos bancos centrais modernos<sup>20</sup>.

No caso do Brasil, o regime de metas impõe ao BACEN que a inflação futura convirja para a meta preestabelecida, e a melhor *proxy* para a inflação futura é sua expectativa (POLICANO, 2006). Segundo Bogdanski *et al.* (2000), a especificação *forward-looking* é adequada para o caso brasileiro ao suporem que, com o ganho de credibilidade do regime de metas, as expectativas de inflação tendem a convergir para a

---

<sup>20</sup> Bauducco *et al.* (2011) ressaltaram que, embora a regra de Taylor utilizada no modelo teórico seja do tipo *backward-looking*, as modelagens utilizando regras *forward-looking* apresentaram resultados similares ao desta especificação.

meta. Por fim, a ata do COPOM referente à 191ª reunião revela a importância das expectativas inflacionárias na condução da política monetária, ao considerar que:

...os avanços alcançados no combate à inflação – a exemplo de sinais benignos vindos de indicadores de expectativas de médio e longo prazo – ainda não se mostram suficientes (COMITÊ DE POLÍTICA MONETÁRIA, 2015).

Portanto, as incorporações realizadas no modelo empírico em relação ao modelo analítico permitem aprimorar a regra de Taylor, de modo a deixá-la mais próxima da realidade com a qual se defronta o Banco Central na condução da política monetária no Brasil. Nesse sentido, Svensson (2003) ratificou a importância de novas especificações para a regra de Taylor, ao argumentar que a regra básica de Taylor e suas similaridades explicam, pelo menos, dois terços das variações na taxa de juros, de modo que a parcela não explicada é campo farto de estudo para os economistas, como é o caso deste trabalho.

## 4.2. Estimação

A estimação da regra de Taylor tem sido amplamente utilizada para analisar o comportamento das autoridades monetárias em diversos países desde a sua formulação inicial, proposta por Taylor (1993). Concomitante à evolução dos tipos de especificações da regra de Taylor (*backward* ou *forward-looking*), bem como das variáveis a serem inseridas nela (inflação esperada, volatilidade da taxa de câmbio, indicadores financeiros etc.), novos métodos de estimações foram desenvolvidos e possibilitaram auxiliar na descrição da função de reação dos bancos centrais.

Os estudos empíricos que visam estimar as regras da política monetária avançaram no uso de parâmetros invariantes no tempo em direção a métodos mais complexos, que permitem avaliar a evolução da condução dessa política ao longo do tempo. Os primeiros trabalhos iniciaram com especificações lineares, cujos coeficientes eram invariantes no tempo. Nesse contexto, a classe dos estimadores de variáveis instrumentais ganhou destaque pelo fato de possibilitar a correção dos problemas de endogeneidade que surgem, principalmente, a partir da especificação *forward-looking* da regra de Taylor. Clarida *et al.* (1998), em seu estudo, fizeram uso dessa classe de modelos. Através dos estimadores GMM, esses autores caracterizaram como os bancos

centrais da Alemanha, Japão, Estados Unidos, França, Reino Unido e Itália conduziram a política monetária desde 1979.

Em relação às limitações do uso de estimadores invariantes no tempo para análise da condução da política monetária, Baxa *et al.* (2010) salientaram que regras de políticas invariantes no tempo podem ter aproximações razoáveis quando o período analisado é curto, porém a hipótese de estabilidade estrutural falha em períodos longos. Outra limitação ratifica a crítica de Lucas (1976), segundo a qual avaliações de política com base em modelos econométricos com parâmetros constantes são inadequadas. Por fim, Trecroci e Vassalli (2010) salientaram que as decisões políticas referentes à taxa de juros são complexas e envolvem diversos eventos e fatores, de modo que nem sempre são modeladas satisfatoriamente por ferramentas econométricas simples. Ainda segundo esses autores, as funções de reações com parâmetros constantes podem esconder diversos fatores reais que impactam na decisão da política monetária: i) incerteza; ii) objetivos conflitantes; e iii) mudança nas preferências nas escolhas dos formuladores de políticas.

A fim de considerar a variação dos coeficientes em determinados períodos de tempo, a análise em subamostra foi a alternativa escolhida por muitos estudos, como observado em Taylor (1999) e Clarida *et al.* (2000). Entretanto, por mais que essa abordagem possibilite a estimação dos parâmetros para cada subamostra, em vez de um único coeficiente para todo o período, tal método apresenta algumas deficiências. A primeira delas está relacionada à subjetividade na escolha dos períodos de quebra estrutural para a definição das amostras. Outro aspecto é o fato de ser necessário considerar que haja estabilidade estrutural dentro de cada período, indicando que a política monetária não é alterada dentro desses intervalos preestabelecidos.

Em razão das limitações inerentes à utilização dos modelos de coeficientes invariantes no tempo para descrever o comportamento da autoridade monetária, os modelos econométricos de coeficientes variantes no tempo foram a principal alternativa escolhida por diversos autores. Assim, os estudos empíricos das funções de reação dos bancos centrais são frequentemente confrontados com comportamento variável no tempo (ASSENMACHER-WESCHE, 2006). Este trabalho se enquadra nesta última classe de modelos, ao permitir que os parâmetros da função de reação do Banco Central variem ao longo do tempo.

Em relação aos métodos de estimação, dois deles são geralmente empregados para modelar mudanças estruturais nas regras de política monetária: i) modelos de mudança de regimes, particularmente os modelos markovianos; e ii) modelos *state-space*, nos quais as mudanças são caracterizadas por transições suaves no lugar de mudanças abruptas.

Nesse contexto, o modelo de mudança de regime de Markov foi o primeiro a ganhar destaque. Entre os diversos trabalhos que empregam essa metodologia, podem ser citados o estudo de Valente (2003), que buscou identificar mudanças significativas e persistentes que afetam a dinâmica da taxa de juros nos EUA; e o de Assenmacher-Wesche (2006), que estimou a função de reação da autoridade monetária para os EUA, Reino Unido e Alemanha. Apesar de sua ampla utilização em estudos recentes sobre a condução da política monetária, a aplicação dos modelos markovianos pode se tornar complicada no caso de países que adotam o regime de metas para inflação. Como apontado por Baxa *et al.* (2010), tal limitação deriva do fato de as regras de política seguirem especificação para o futuro (*forward-looking*) e alguns regressores se tornarem endógenos<sup>21</sup>. Além dessa limitação, outro ponto que gera questionamentos está relacionado às transições entre os diferentes regimes de política. Os modelos de regimes markovianos assumem que as transições entre os regimes são abruptas, ao invés de uma evolução gradual da política monetária. Nesse contexto, Koop *et al.* (2009) ressaltaram que esse último comportamento é o mais apropriado para descrever as ações da política monetária no contexto de metas para inflação. O estudo de Trecroci e Vassalli (2010) encontrou evidências de que os parâmetros do modelo mudam ao longo do tempo, de maneira suave e gradual. Baxa *et al.* (2010) listaram alguns argumentos que auxiliam na compreensão do tema:

- i) O regime de metas é tipicamente baseado na transparência e previsibilidade, de modo que esse regime não parece ser consistente com mudanças abruptas.
- ii) O coeficiente de diferentes variáveis – inflação, hiato do produto, taxa de câmbio etc. – na regra da política monetária pode evoluir de forma independente em vez de mover de um regime para outro ao mesmo tempo. Por exemplo, o Banco Central pode associar maior peso para a inflação esperada ao implementar o regime de metas, mas isso não significa que ele desconsidere

---

<sup>21</sup> O problema da endogeneidade em especificações *forward-looking* será discutido posteriormente.

imediatamente as informações sobre a atividade econômica real ou definição da taxa de juros externa.

- iii) Existem evidências relevantes de que a política monetária evolui de maneira suave ao longo do tempo.

No contexto da economia brasileira, Lima *et al.* (2007) argumentaram que um dos maiores desafios dos estudos que buscam estimar funções de reação do Banco Central é como lidar com as mudanças de regimes que caracterizam a economia brasileira.

Dadas as limitações quanto ao uso dos modelos de regimes markovianos para condução da política monetária, os modelos de estado-espço (do inglês, *state-space models*) passaram a ser amplamente utilizados nos estudos sobre o tema (KIM, 2006; BOIVIN, 2006; PALMA; PORTUGAL, 2011; LOPES; ARAGÓN, 2014, entre outros). Essa classe de modelos permite que as mudanças nos regimes sejam caracterizadas por transições suaves, ao contrário dos modelos markovianos, citados anteriormente. Cabe ressaltar que a abordagem de estado-espço permite a avaliação de efeitos de fatores externos, caso do estresse financeiro, que pode alterar a condução da política monetária por um período de tempo, em vez de uma mudança permanente (BAXA *et al.*, 2013).

Dessa forma, a especificação da equação (13) em um modelo com coeficientes variáveis no tempo (*state-space*) para o Brasil é dada por:

$$i_t = (1 - \rho_t) [\alpha_t + \beta_t (\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*) + \gamma_t y_{t-1}] + \rho_t i_{t-1} + \delta_t x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (14)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal Selic mensal e anualizada;  $\pi_{t,t+1}^e$  é a expectativa de inflação 12 meses a frente condicionada à informação disponível em  $t$ ;  $\pi_t^*$  é a meta de inflação para o ano corrente;  $y_{t-1}$  é a mensuração do hiato do produto; e  $x_{t-2}$  é o indicador de estresse financeiro. A escolha das defasagens utilizadas na equação (13) teve como base os trabalhos de Minella *et al.* (2003), Aragón e Portugal (2010) e Baxa *et al.* (2013).

O termo  $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ , na equação (14), representa o desvio das expectativas de inflação em torno da meta. No caso do Brasil, o COPOM estabelece meta para inflação para dois anos seguintes, de modo que no período  $t$  se dispõe das metas para o próprio

período  $t$ , além de informações sobre  $t+1$  e  $t+2$ . Uma vez que é necessária uma única mensuração do desvio da inflação do centro da meta, adota-se o procedimento de Bueno (2006)<sup>22</sup>. O procedimento consiste em ponderar os desvios do ano em curso e do próximo ano, de modo que os pesos estão inversamente proporcionais ao número de meses restantes no ano. O desvio da expectativa de inflação em relação à meta é definido como:

$$\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^* = \frac{(12-j)}{12} \ln[1 + (\pi_{j,t}^e - \pi_t^*)] + \frac{j}{12} \ln[1 + (\pi_{j,t+1}^e - \pi_{t+1}^*)] \quad (15)$$

em que  $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$  é o desvio da expectativa de inflação da meta;  $t$  refere-se ao ano corrente;  $j$  se refere ao mês corrente;  $\pi_{j,t}^e$  é a expectativa de inflação para o ano corrente  $t$  condicionada à informação disponível no mês  $j$ ;  $\pi_{j,t+1}^e$  é a expectativa de inflação para o próximo ano  $t+1$  condicionada à informação disponível no mês  $j$ ; e  $\pi_t^*$  e  $\pi_{t+1}^*$  se referem, respectivamente, à meta de inflação para o ano corrente  $t$  e para o próximo ano  $t+1$ .

O hiato do produto ( $y$ ) é obtido pela diferença percentual entre o produto efetivo e o produto potencial. Este último, por ser uma variável não observada, é aproximado através do uso do filtro Hodrick-Prescott (HP)<sup>23</sup>. Dessa forma, o hiato do produto é definido como:

$$y = \frac{(y_t^E - y_t^P)}{y_t^P} 100 \quad (16)$$

em que  $y_t^E$  é o produto efetivo no período  $t$ ; e  $y_t^P$  é o produto potencial.

As equações a seguir descrevem os coeficientes variantes no tempo da equação (14) como um processo de passeio aleatório:

<sup>22</sup> Tal procedimento é baseado em Minella *et al.* (2003), porém difere do dos autores por considerar uma ponderação logarítmica dos desvios.

<sup>23</sup> Modenesi (2008) ressaltou que a utilização do filtro HP como estimador do produto potencial tem sido utilizado tanto em trabalhos internacionais (CERRA; SAXENA, 2000; ORPHANIDES; VAN NORDEN, 2005) quanto nacionais (ARAÚJO *et al.*, 2003; AREOSA, 2004; SILVA-FILHO, 2001).

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + v_{1,t}, \quad v_{1,t} \sim i.i.d. \quad N(0, \sigma_{v_1}^2) \quad (17)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_{2,t}, \quad v_{2,t} \sim i.i.d. \quad N(0, \sigma_{v_2}^2) \quad (18)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + v_{3,t}, \quad v_{3,t} \sim i.i.d. \quad N(0, \sigma_{v_3}^2) \quad (19)$$

$$\delta_t = \delta_{t-1} + v_{4,t}, \quad v_{4,t} \sim i.i.d. \quad N(0, \sigma_{v_4}^2) \quad (20)$$

$$\rho_t = \rho_{t-1} + v_{5,t}, \quad v_{5,t} \sim i.i.d. \quad N(0, \sigma_{v_5}^2) \quad (21)$$

Como os erros de previsão da inflação, do hiato do produto e do indicador de estresse financeiro compõem o termo de erro,  $\varepsilon_t$ , na equação (14) pode-se observar que  $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ ,  $y_{t-1}$  e  $x_{t-2}$  são correlacionados com esse termo de erro. Kim (2006) mostrou que modelos de coeficientes variantes no tempo podem fornecer estimadores inconsistentes quando as variáveis explanatórias são correlacionadas com o termo de erro. Dessa forma, a endogeneidade surge devido à relação de mão dupla entre as variáveis e a política monetária, como é o caso da inflação, hiato do produto e o indicador de estresse financeiro.

Nesses casos, a estimação direta das equações (14) e (17) a (21) através do filtro de Kalman convencional via Máxima Verossimilhança se torna impraticável pelo fato de esse método pressupor que os regressores e os erros não sejam correlacionados. Para contornar essa limitação, Kim (2006) propôs a utilização do procedimento de Heckman em dois estágios, levando-se em conta o problema da endogeneidade.

O método de Heckman em dois estágios exposto em Kim (2006) consiste, inicialmente, na correção do problema da endogeneidade através do uso de variáveis instrumentais. Dessa forma, a relação entre os três regressores endógenos e os respectivos instrumentos é dada por:

$$\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^* = Z_{t-m}' \xi + \sigma_\varphi \varphi_t, \quad \varphi_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (22)$$

$$y_{t-1} = Z_{t-m}' \psi + \sigma_v v_t, \quad v_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (23)$$

$$x_{t-2} = Z_{t-m}' \theta + \sigma_l l_t, \quad l_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (24)$$

em que  $Z_t$  é o vetor de instrumentos.

Portanto, o primeiro passo do procedimento é estimar as equações (22) a (24) por Mínimos Quadrados Ordinários e obter os erros de previsão padronizados -  $\varphi_t$ ,  $v_t$  e  $l_t$ .

Uma vez obtidos os resíduos padronizados no procedimento anterior, o termo de erro,  $\varepsilon_t$ , na equação (14) pode ser expresso como:

$$\varepsilon_t = \kappa_{\varphi,\varepsilon}\sigma_\varepsilon\varphi_t + \kappa_{v,\varepsilon}\sigma_\varepsilon v_t + \kappa_{l,\varepsilon}\sigma_\varepsilon l_t + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N[0, (1 - k_{\varphi,\varepsilon}^2 - k_{v,\varepsilon}^2 - k_{l,\varepsilon}^2)\sigma_{\varepsilon,t}^2] \quad (25)$$

em que  $\kappa_{\varphi,\varepsilon}$ ,  $\kappa_{v,\varepsilon}$  e  $\kappa_{l,\varepsilon}$  são as correlações entre os resíduos padronizados das eq. (22) a (24) e o termo de erro  $\varepsilon_t$ . Na equação (25), o novo termo de erro  $\zeta_t$  é não correlacionado com  $\varphi_t$ ,  $v_t$  e  $l_t$ .

Substituindo a equação (25) na equação inicial (14), obtém-se:

$$i_t = (1 - \rho_t)[\alpha_t + \beta_t(\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*) + \gamma_t y_{t-1}] + \rho_t i_{t-1} + \delta_t x_{t-2} + \kappa_{\varphi,\varepsilon}\sigma_\varepsilon\varphi_t + \kappa_{v,\varepsilon}\sigma_\varepsilon v_t + \kappa_{l,\varepsilon}\sigma_\varepsilon l_t + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N[0, (1 - k_{\varphi,\varepsilon}^2 - k_{v,\varepsilon}^2 - k_{l,\varepsilon}^2)\sigma_{\varepsilon,t}^2] \quad (26)$$

A nova especificação *forward-looking* da regra de Taylor, dada pela equação (26), não apresenta problemas de endogeneidade, uma vez que nela foram incluídos termos para a correção do viés da endogeneidade (resíduos padronizados obtidos no primeiro passo).

A partir da especificação dada em (26), o segundo passo do procedimento proposto por Kim (2006) é estimar a nova equação por Máxima Verossimilhança, via filtro de Kalman, em conjunto com as equações (17) a (21). Conforme ressaltado por Kim e Nelson (2006), os termos de correção de viés foram inseridos para capturar possíveis mudanças no grau de incerteza associados às variáveis endógenas, sendo essa inserção semelhante ao procedimento em dois passos proposto por Heckman (1976). Esses autores ainda listaram outras vantagens do método, como a possibilidade de lidar com transições suaves da política, além da possibilidade de modelar econometricamente os graus de incerteza associada às previsões do Banco Central quanto às condições econômicas futuras.

Dessa forma, neste trabalho fez-se uso do procedimento em dois estágios de Heckman, conforme especificado em Kim (2006), e do filtro de Kalman<sup>24</sup>, para a estimação da regra de Taylor e dos coeficientes variantes no tempo, ambos no segundo estágio do processo.

### **4.3. Indicador de Estresse Financeiro (F.S.I.)**

Segundo Balakrishnan *et al.* (2009), estresse financeiro é definido como o período no qual o sistema financeiro está sob pressão, ou seja, as incertezas e mudanças nas expectativas de perda dos agentes influenciam os mercados e instituições financeiras, e sua capacidade de intermediar transações é prejudicada. Illing e Liu (2006) acrescentaram que o estresse financeiro atua sobre os agentes econômicos via incerteza e mudanças nas expectativas de perdas nas instituições e mercados financeiros. Devido à complexidade do sistema financeiro, um índice de estresse financeiro não deve ter como foco específico apenas um setor/segmento, mas fornecer uma análise mais ampla do sistema como um todo. Nesse contexto, Cardarelli *et al.* (2011) salientaram que qualquer caracterização de episódios de estresse financeiro deve levar em consideração as condições do setor bancário e o estado da intermediação não bancária através dos preços das ações e dívidas (*bonds*), além do comportamento do setor cambial. Dessa forma, este trabalho utiliza o indicador proposto por Balakrishnan *et al.* (2009), que propuseram um índice de estresse financeiro (do inglês *Financial Stress Index* – F.S.I.) para economias emergentes. Tal índice é semelhante ao proposto por Cardarelli *et al.* (2011), porém difere por incluir a mensuração de pressões do setor cambial, sendo esta última uma fonte de estresse comum em economias emergentes.

Em síntese, o F.S.I. utilizado neste trabalho engloba seis componentes referentes a quatro setores do mercado financeiro<sup>25</sup>. O primeiro diz respeito ao setor bancário, cuja análise procede do componente “beta do setor bancário”. Esse componente busca mensurar os episódios de estresses financeiros decorrentes de crises bancárias. Segundo

---

<sup>24</sup> Koopman e Durbin (2001) apresentaram, em detalhes, o filtro de Kalman para estimação de modelos em estado-espço.

<sup>25</sup> O índice original proposto por Balakrishnan *et al.* (2009) engloba cinco componentes. Este trabalho inclui no F.S.I. um componente relacionado à volatilidade do mercado cambial, como mostrado posteriormente.

Illing e Liu (2006), a maioria dos estudos que analisam crises bancárias tem como base informações qualitativas, isso devido à insuficiência de dados apropriados para a análise. Esses autores argumentaram ainda que as variáveis comumente utilizadas em crises ou estresses bancários, como lucros dos bancos, crescimento do crédito ou créditos de liquidação duvidosa, são altamente procíclicas, enquanto os preços de ações bancárias tendem a ser correlacionados com o mercado de ações em geral.

Um método quantitativo que tem sido empregado em trabalhos recentes que analisam crises bancárias foca-se na utilização da razão entre os preços das ações dos bancos e o preço total das ações do mercado financeiro. Dessa forma, o “beta” do setor bancário é definido como:

$$\beta_t = \frac{COV(r_t^M, r_t^B)}{\sigma_M^2} \quad (27)$$

em que  $\beta_t$  é a razão da covariância (*COV*) entre os retornos do setor bancário ( $r^B$ ), representado pelas ações do Banco do Brasil negociadas na BM&FBOVESPA, e os retornos do setor de ações em geral ( $r^M$ ), indicado pelo Índice BOVESPA (IBOVESPA); e a variância dos retornos do setor acionário ( $\sigma_M^2$ ). São considerados os retornos diários das ações do Banco do Brasil e do IBOVESPA para o cálculo da covariância e variância na equação (27). Para obter os valores mensais do “beta” para compor o F.S.I., recorre-se à média aritmética das observações diárias. A escolha das ações do Banco do Brasil para compor o componente “beta” do setor bancário se deve ao fato de elas serem negociadas durante todo o período da pesquisa, sem cortes na série, além do fato de essas ações possuírem significativa participação na composição do IBOVESPA, comparada às demais ações de bancos negociadas na bolsa.

A covariância e a variância, inseridas na equação (27), são estimadas através de modelos GARCH multivariados. Trata-se de uma inovação apresentada neste trabalho, que permitirá mensurar de modo mais preciso os episódios marcados por crises bancárias. Nesse contexto, Laurente (2009) afirmou que o estudo das relações entre duas séries financeiras por meio de uma modelagem multivariada resulta em modelos empíricos mais relevantes em relação aos modelos univariados. Quando o beta é maior que 1, a volatilidade dos retornos das ações bancárias é maior que a volatilidade dos

retornos totais do mercado global, o que sugere que o setor bancário é relativamente mais arriscado, uma vez que há relação direta entre risco e retorno.

Os dois componentes do F.S.I. a seguir trazem informações referentes ao setor acionário. Segundo Illing e Liu (2006), quedas nos índices acionários podem ser indicativos de grandes perdas futuras, maiores riscos ou aumento da incerteza em relação à lucratividade das empresas. O primeiro desses componentes é o retorno do setor acionário. Para a construção desse componente, é necessária a escolha de um índice que expresse as condições gerais do setor a ser analisado. Este trabalho utiliza o Índice IBOVESPA por ser considerado o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado brasileiro de ações, ao medir o comportamento dos principais papéis negociados na BM&FBOVESPA. Os retornos no setor acionário são medidos como:

$$r_t = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (28)$$

em que  $p_t$  e  $p_{t-1}$  são os valores do IBOVESPA no período  $t$  e  $t-1$ , respectivamente. Dessa forma, para que a queda nos preços das ações represente a elevação do índice de estresse financeiro, a série de retornos dada por (28) é multiplicada por  $-1$ . As observações referentes ao IBOVESPA são de periodicidade diária. Para a agregação no F.S.I., os retornos mensais foram obtidos através da média aritmética dos retornos diários.

Outro componente do F.S.I. relacionado ao setor de ações é a volatilidade do setor acionário brasileiro. Como ressaltado por Cardarelli *et al.* (2011), a presença de *clusters* de volatilidade é característica presente em muitos preços de ativos financeiros, especialmente quando o mercado financeiro se encontra em estado de incerteza.

A volatilidade no índice IBOVESPA é mensurada através da especificação dos modelos *General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Dessa forma, a volatilidade segue o modelo GARCH (1,1) dado por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (29)$$

em que  $\sigma^2$  é a variância; e  $\varepsilon$  é o termo de erro da equação da média dos retornos, dada por:

$$z_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (30)$$

em que  $z_t$  é o retorno do IBOVESPA no período  $t$ . Em relação ao fato de a equação da média conter apenas o intercepto, Bauwens *et al.* (2006) ressaltaram que o objetivo principal na estimação do modelo GARCH se refere à equação da variância condicional. Logo, é usual adotar uma equação simples para a média condicional (ALEXANDER, 2005). Convém ressaltar que, assim como o caso do componente do retorno visto anteriormente, por se tratar de dados diários, utiliza-se a média aritmética das observações diárias, a fim de se obter as volatilidades mensais para composição do F.S.I.

Outro segmento abarcado pelo F.S.I. é o setor cambial, que é mensurado a partir do índice de pressão do mercado de câmbio (do inglês *Exchange Market Pressure Index* – EMPI) e da volatilidade da taxa de câmbio. Em relação ao primeiro componente, EMPI, Park e Mercado Jr. (2013) argumentaram que crises cambiais são definidas como períodos de significantes desvalorizações da moeda e, ou, perdas de reservas cambiais. Dessa forma, o EMPI busca capturar esses dois efeitos conjuntamente, sendo definido como:

$$EMPI_t = \frac{(\Delta e_t - \mu_{\Delta e})}{\sigma_{\Delta e}} - \frac{(\Delta RES_t - \mu_{\Delta RES})}{\sigma_{\Delta RES}} \quad (31)$$

em que  $\Delta e$  e  $\Delta RES$  são variações percentuais mensais na taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) e no total de reservas, respectivamente;  $\mu$  e  $\sigma$  indicam a média e o desvio-padrão de cada uma das séries, respectivamente.

O segundo componente relacionado ao setor cambial se refere à volatilidade da taxa de câmbio nominal, sendo esta mensurada com base na especificação dos modelos GARCH, de modo semelhante ao apresentado pelas equações (29) e (30). Nesse caso, são consideradas as variações diárias da taxa de câmbio para o cálculo da volatilidade diária. Em seguida, para compor o F.S.I., calcula-se a média aritmética mensal das observações. Cabe ressaltar que a inclusão desse componente é outra inovação deste

trabalho, sendo relevante a sua inclusão pelo fato de a economia brasileira apresentar grande volatilidade cambial, fato característico de grande parte das economias emergentes, em virtude do fluxo de capitais internacionais nessas economias, como sugerido por Stiglitz *et al.* (2006).

O último segmento incluído no F.S.I. está relacionado ao setor de dívidas. A incapacidade dos governos em cumprir suas obrigações (dívidas) pode gerar estresses financeiros nos países em débito. De acordo com Illing e Liu (2006), grande parte da literatura relacionada às crises da dívida diz respeito a um grupo de economias emergentes exposto ao elevado endividamento externo na década de 1980. Tal fato corrobora a importância de analisar esse componente como potencial causa de estresses financeiros na economia brasileira.

O setor de dívidas considerado neste trabalho é expresso pelo índice EMBI Brasil +. O EMBI Brasil + corresponde à média ponderada dos prêmios pagos por títulos da dívida externa brasileira em relação a papéis de prazo equivalente do Tesouro dos Estados Unidos, que são considerados livres de risco. A unidade de medida do índice é o ponto-base, que mostra a diferença entre a taxa de retorno dos títulos brasileiros e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Os valores do EMBI Brasil + aumentarão se as expectativas de perdas futuras de aplicações em títulos da dívida pública brasileira aumentarem ou se a maior incerteza quanto à rentabilidade desses títulos levar à menor confiança, o que implica maior probabilidade de perda. Dessa forma, ambos os fatores são indicativos de estresses.

Uma vez apresentados os componentes do índice de estresse financeiro, F.S.I., parte-se para a exposição de como esses componentes são agregados. A escolha do método de ponderação é um dos elementos mais relevantes na construção de um índice financeiro, assim como a escolha das variáveis. Dessa forma, este trabalho faz uso do método de ponderação baseado na igualdade de variâncias. Tal método permite a criação de um índice de estresse financeiro que atribui igual importância a cada componente. Como ressaltado por Illing e Liu (2006), o método de igualdade de variância é o mais utilizado na literatura. O método consiste em subtrair cada observação dos componentes pela respectiva média e, então, dividir pelo desvio-padrão. Tal procedimento, apresentado pela equação a seguir, consiste na padronização de cada um dos componentes, daí o termo “igualdade de variância”.

$$k_{it} = \frac{(x_{it} - \bar{x}_i)}{\sigma_i} \quad (32)$$

em que  $k_{it}$  é o componente padronizado da variável  $i$ ;  $\bar{x}_i$  é a média da variável  $i$ ;  $\sigma_i$  é o desvio-padrão da variável  $i$ ; e o subscrito  $i$  se refere aos componentes: *Beta do setor bancário*, *retorno do IBOVESPA*, *volatilidade do IBOVESPA*, *EMBI Brasil +*, *EMPI e volatilidade cambial*.

Em relação aos métodos de agregação, Balaskrishnan *et al.* (2009) argumentaram que o índice agregado ideal seria aquele construído utilizando ponderações econômicas, como o tamanho de cada setor do setor financeiro analisado<sup>26</sup>. Entretanto, não há consenso em relação a tais participações ou proporções, o que inviabiliza a maioria dos estudos. Além disso, o estudo de Illing e Liu (2006) comparou a robustez de quatro abordagens diferentes de ponderações (Análise Fatorial, Ponderação por Crédito, Igualdade de Variância e Ponderações usando Funções de Distribuição Cumulativa). Os resultados indicaram que o método de igualdade de variância apresentou alta capacidade em identificar os episódios de estresses financeiros para o Canadá.

Portanto, a partir dos seis componentes padronizados, o índice de estresse financeiro para a economia brasileira é dado por:

$$F.S.I. = \beta + ret.IBOV + volat.IBOV + EMBI + EMPI + volat.cambial \quad (33)$$

em que F.S.I. é o Índice de Estresse Financeiro;  $\beta$  é beta do setor bancário; *ret.IBOV* é o retorno do IBOVESPA; *volat.IBOV* é a volatilidade do IBOVESPA; *EMBI* é o índice *EMBI BRASIL +*; *EMPI* é o Índice de Pressão do Mercado Cambial; e *volat.cambial* é a volatilidade da taxa de câmbio nominal.

De maneira geral, Balakrishnan *et al.* (2009) ressaltaram que o índice de estresse financeiro busca mensurar cenários de estresses relacionados com as seguintes características fundamentais: i) grandes oscilações nos preços dos ativos; ii) elevação abrupta do risco ou incerteza; iii) restrição da liquidez; e iv) saúde do sistema bancário.

---

<sup>26</sup> O método de ponderação de créditos baseia-se no tamanho relativo de cada mercado, de modo que quanto maior a proporção de crédito nesse mercado em relação ao crédito total da economia, maior o peso associado a essa variável ou componente.

Por fim, cabe ressaltar o modo de identificação dos episódios de estresses financeiros analisados. Este trabalho segue o método proposto por Cardarelli *et al.* (2011), segundo o qual os episódios de estresses financeiros são identificados como períodos nos quais o índice é maior que um desvio-padrão acima da tendência, sendo esta última identificada através do uso do filtro Hodrick-Prescott (HP)<sup>27</sup>. Esses episódios sinalizam para mudanças abruptas nos valores dos componentes relacionados ao setor bancário, acionário, cambial e, ou, de dívidas, individualmente ou em conjunto. Para classificar se um episódio de estresse financeiro é devido a estresses bancários, acionários, da dívida ou de pressões cambiais, são analisadas as mudanças no índice do mês anterior no início do episódio e o valor máximo do F.S.I. durante esse mesmo episódio. Se a maior parte do aumento no índice foi devida ao componente do setor bancário, então o estresse é classificado como de origem nesse setor. Caso o setor de câmbio contribua com pelo menos 20% das elevações no índice, então o episódio está também relacionado às pressões cambiais. O mesmo procedimento aplica-se aos demais componentes, de modo que se torna possível analisar quais componentes foram mais relevantes para a ocorrência de determinado episódio de estresse financeiro.

#### **4.4. Descrição e fonte dos dados**

Com vistas a estimar a função de reação do Banco Central do Brasil, são considerados dados mensais para o período compreendido entre julho de 1999 e fevereiro de 2015. Entretanto, a variável F.S.I., inserida na função de reação do Banco Central, equação (26), possui alguns componentes cuja periodicidade é diária. Nesses casos, para a transformação das séries, recorre-se ao cálculo mensal das respectivas médias aritméticas das observações diárias, como apresentado anteriormente. O fato de serem utilizadas três defasagens para a estimação das regressões das variáveis instrumentais no primeiro passo, através das equações (22) a (24), as observações utilizadas para estimar a função de reação do Banco Central iniciam-se em outubro de 1999.

---

<sup>27</sup> Trata-se de um método de suavização de série que permite obter a estimativa suavizada do componente de tendência de longo prazo. Para mais detalhes sobre o filtro HP, ver Hodrick e Prescott (1997).

Para a variável taxa de juros,  $i_t$ , utiliza-se a taxa Selic nominal acumulada no mês e anualizada, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. Essa variável tem sido amplamente utilizada nos principais trabalhos que avaliam a condução da política monetária do Brasil, como em Minella *et al.* (2002), Bueno (2006), Palma e Portugal (2011) e Lopes e Aragón (2014).

A variável expectativa de inflação,  $\pi_{t,t+1}^e$ , refere-se à mediana das previsões do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) 12 meses a frente (acumuladas entre os períodos  $t$  e  $t + 11$ ) feitas pelo mercado, cuja coleta e divulgação são feitas pelo BACEN, através do relatório FOCUS<sup>28</sup>. A escolha do IPCA deve-se ao fato de ser o índice oficial de inflação adotado pelo Banco Central brasileiro no regime de metas para inflação. Para o período entre julho de 1999 e outubro de 2001, o relatório FOCUS não disponibiliza informações referentes à previsão do IPCA para 12 meses a frente. Dessa forma, este trabalho adotou o procedimento proposto por Minella *et al.* (2002), segundo o qual a expectativa de inflação 12 meses a frente é aproximada utilizando a inflação esperada até o final do ano em curso, enquanto para os demais meses necessários para completar 12 meses se recorre à proporção correspondente da expectativa de inflação para o ano seguinte.

As metas de inflação,  $\pi_t^*$ , dizem respeito às metas acumuladas nos próximos 12 meses, estabelecidas pelo Comitê de Política Monetária e obtidas no BACEN<sup>29</sup>. Para cada mês dos anos pertencentes ao período da amostra, considerou-se o centro da meta do ano correspondente.

Para o cálculo do hiato do produto,  $y_{t-1}$ , é utilizado o índice de produção industrial ajustado sazonalmente como *proxy* para o produto efetivo e o produto potencial. A primeira série é calculada e disponibilizada mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo a sua utilização recorrente em diversos trabalhos na literatura (MINELLA *et al.*, 2003; LIMA *et al.*, 2007; ARAGÓN; PORTUGAL, 2010, entre outros). O produto potencial é determinado com o uso do filtro HP, exposto anteriormente.

---

<sup>28</sup> O Relatório FOCUS engloba projeções econômicas feitas por agentes do mercado financeiro sobre indicadores da economia brasileira, entre eles a inflação. Mais detalhes sobre o relatório e sua divulgação podem ser obtidas em <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>.

<sup>29</sup> Para os anos de 2003 e 2004, o BACEN perseguiu metas ajustadas de 8,5% e 5,5%, respectivamente. Para detalhes sobre as metas ajustadas, ver Carta Aberta (21/01/2003), disponibilizada em <<http://www.bcb.gov.br/?CARTAMETA>>.

Os dados descritos a seguir se referem aos componentes do índice de estresse financeiro. O Índice BOVESPA, utilizado no componente “beta” do setor bancário e na volatilidade do setor de ações, é uma *proxy* para o setor acionário como um todo, sendo composto por ações que representam mais de 80% do número de negócios e volume financeiros na bolsa brasileira de valores. As ações presentes no IBOVESPA são de empresas de diversos setores de atuação do mercado, como construção e transporte, financeiro, petróleo, gás e biocombustível, telecomunicação e consumo cíclico, entre outros. As ações do Banco do Brasil, que completam o componente “beta” do setor bancário, além de comporem os retornos do setor de ações, dizem respeito às ações ordinárias normativas (ON) do Banco do Brasil negociadas na bolsa BM&FBOVESPA, cujo código de negociação é BBAS3. Tanto o índice IBOVESPA quanto as ações BBAS3 são disponibilizados pela bolsa de valores BM&FBOVESPA, com periodicidade diária, sendo coletados entre os dias 1º/07/1999 e 27/02/2015.

Em relação aos componentes do setor cambial, o índice de pressão cambial (EMPI) é composto por séries mensais obtidas no Banco Central do Brasil. São utilizadas a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) para venda, expressa pela série 3698; e as reservas internacionais, expressas em milhões de US\$, divulgadas pela série 3546. O componente relacionado à volatilidade do setor cambial também faz uso da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) para venda. Porém, sua periodicidade é diária, sendo expressa pela série 001, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

Por último, a série *EMBI BRASIL +*, para analisar o componente de dívidas, é diária e fornecida pela J.P. Morgan. O EMBI+ foi criado para classificar somente países que apresentassem alto nível de risco segundo as agências de *rating* e que tivessem emitido títulos de valor mínimo de US\$ 500 milhões, com prazo de ao menos 2,5 anos.

A Tabela 1 apresenta, para cada uma das variáveis, a respectiva *proxy* e sua fonte de obtenção.

**Tabela 1** – Variáveis e fonte de coleta dos dados

<b>Variável</b>	<b>Proxy</b>	<b>Fonte</b>
Taxa de juros nominal	Taxa Selic mensal anualizada – Base 252 (p.p.)	BACEN – <i>Indicadores do mercado financeiro</i>
Expectativa de inflação	Previsão do Índice de Preços ao Consumidor Amplio (%)	BACEN – <i>Relatório Focus</i>
Produto	Índice de Produção Industrial (%)	IBGE – <i>Pesquisa industrial mensal</i>
Índice do mercado de ações	Índice Bovespa – IBOVESPA (pontos)	BM&FBOVESPA – <i>Índices setoriais</i>
<i>Spread</i> da dívida pública	EMBI Brasil + (pontos)	J.P. Morgan
Taxa de câmbio nominal	Taxa de câmbio (venda) – Média do período (R\$/US\$)	BACEN – <i>Setor externo</i>
Reservas internacionais	Nível de reservas internacionais totais (US\$)	BACEN – <i>Setor externo</i>
Índice de ações do setor bancário	Ações do Banco do Brasil – BBAS3 (R\$)	BM&FBOVESPA – <i>Índices setoriais</i>

Fonte: Elaboração própria.

## **5. ESTRESSES FINANCEIROS NA ECONOMIA BRASILEIRA**

A intensificação da globalização financeira foi acompanhada pelo aumento da instabilidade econômica mundial. Como destacaram Terra e Soihet (2006), a elevação do fluxo de capitais internacionais associou-se à ocorrência de crises de caráter financeiro em escala mundial, despertando o interesse de investigações quanto ao grau de exposição dos países a choques financeiros na economia global. Segundo Das *et al.* (2004), crises financeiras tendem a ter custos significativos do ponto de vista macroeconômico, com possíveis efeitos negativos sobre o crescimento, redução da eficácia da política monetária e efeitos de contágio para outras economias. Dessa forma, deficiências nos sistemas financeiros podem refletir na intermediação ineficiente de poupança e tornar a transmissão da política monetária menos eficiente, além de graves consequências fiscais.

As crises financeiras na década de 1990 e, mais recentemente, a crise financeira do *subprime*, em 2007 e 2008, expõem a importância da solidez dos sistemas financeiros em manter a estabilidade macroeconômica das economias.

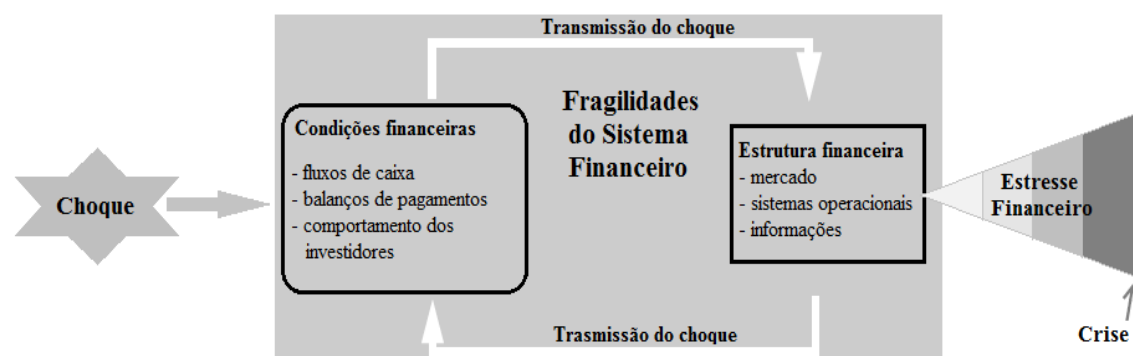
Na primeira seção deste capítulo, discutem-se as principais características geralmente associadas com os episódios de estresses financeiros. Na próxima seção são identificados e caracterizados os principais cenários de estresses financeiros na economia brasileira, desde a adoção do regime de metas para inflação.

### **5.1. Características dos estresses financeiros**

Illing e Liu (2006) forneceram uma descrição sumarizada de como possíveis choques evoluem para um cenário de estresse financeiro. Segundo esses autores, o estresse resulta de uma estrutura vulnerável dos sistemas financeiros somado a choques externos. Dessa forma, a fragilidade financeira descreve a fraqueza das condições financeiras e, ou, na estrutura do sistema financeiro, de modo que um choque está mais propenso a ocasionar estresse quando essas condições são fracas.

A Figura 2 exemplifica como determinado choque pode se propagar via fragilidades nas condições financeiras (rápida redução dos fluxos de caixa, balanços de pagamentos altamente alavancados ou credores que se tornam mais avessos ao risco) ou nas estruturas financeiras (falhas nas coordenações dos mercados, sistemas de

computadores sobrecarregados ou fluxos de informações altamente assimétricas) e originar estresses financeiros.



**Figura 2** – O mecanismo do estresse financeiro

Fonte: Adaptado de ILLING; LIU, 2006.

Dessa forma, a magnitude dos choques e a interação das fragilidades do sistema financeiro determinam o nível de estresse, como mostrado anteriormente pela Figura 2.

Apesar do amplo conhecimento das causas e efeitos das recentes crises financeiras, encontrar uma medida para mensurar a estabilidade financeira é uma das prioridades para qualquer autoridade monetária que busque promover a estabilidade de seu sistema financeiro, como ressaltado por Sales *et al.* (2012). Segundo Illing e Liu (2006), há pouco interesse na literatura sobre crises financeiras em se medir a gravidade contemporânea dessas crises. Esses autores ainda argumentaram que as crises financeiras são usualmente consideradas como fenômenos bancários e, ou, relacionados à moeda, em vez de considerarem o sistema financeiro como um todo. Assim, Schinasi (2006) salientou que a análise da estabilidade financeira requer amplo conjunto de indicadores, como dados de balanço que refletem posições do setor financeiro, informações sobre dívidas, medidas de risco de contraparte (como *spreads* de crédito) e de liquidez e também acerca do setor cambial.

Alguns fenômenos podem ser associados aos cenários de estresses financeiros, conforme sugeriram Hakkio e Keeton (2009), entre os quais estão: aumento da incerteza sobre o valor fundamental dos ativos<sup>30</sup>, aumento da incerteza em relação ao comportamento de outros investidores, elevação da assimetria de informação, redução da pretensão de manter ativos de risco (fuga para qualidade) e diminuição da vontade de manter ativos ilíquidos (fuga para liquidez). Cabe ressaltar que a importância relativa de

<sup>30</sup> Definido como o valor presente dos fluxos de caixa futuros, como taxa de juros e dividendos (HAKKIO; KEETON, 2009).

tais fenômenos pode diferir de um episódio de estresse financeiro para outro, porém cada episódio parece envolver, pelo menos, um deles e, muitas vezes, todos conjuntamente.

O primeiro desses fenômenos está relacionado ao aumento da incerteza entre investidores e credores sobre os valores fundamentais dos ativos. De modo geral, tal fenômeno está ligado ao aumento da incerteza sobre as perspectivas para toda a economia ou para setores específicos. Pelo fato de ações e empréstimos refletirem em seus preços as condições econômicas futuras, o aumento da incerteza sobre as condições econômicas podem diminuir a margem de confiança de investidores e credores em relação ao valor presente de suas aplicações. Logo, a elevação da incerteza em relação ao valor fundamental converte-se em grandes volatilidades do preço de mercado desses ativos, uma vez que o investidor poderá reagir fortemente a novas informações sobre as condições econômicas futuras.

Outra incerteza que geralmente se eleva durante crises financeiras, destacada por Hakkio e Keeton (2009), diz respeito ao comportamento de outros investidores. Quando os investidores baseiam suas decisões em expectativas futuras sobre as ações de outros investidores, os preços dos ativos financeiros tendem a se desalinhar dos devidos valores fundamentais e, portanto, a se tornar mais voláteis.

Em relação à assimetria de informação, esses autores ressaltaram que os problemas de risco moral e a seleção adversa, característicos desse tipo de assimetria, podem interferir nos preços dos ativos e empréstimos. A assimetria de informação é potencialmente mais perigosa durante crises financeiras por dois motivos: i) a variação em relação à qualidade dos ativos e empréstimos pode aumentar substancialmente; e ii) perda de confiança dos credores nas informações relacionadas aos tomadores de empréstimos.

Os dois últimos fenômenos presentes durante crises são a redução na disponibilidade em manter ativos de risco e de baixa liquidez. O primeiro deles incorre no movimento de fuga para qualidade tomado pelo investidor. Assim, a mudança nas preferências dos investidores exige maior retorno dos ativos de risco em relação aos considerados de baixo risco, fato que contribui para ampliar a taxa de diferencial de retorno entre esses dois tipos de ativos. Por fim, durante períodos de instabilidades financeiras, investidores têm menor interesse em manter ativos ilíquidos, optando pela liquidez e, conseqüentemente, pela fuga para liquidez. O fato de um ativo não apresentar

liquidez está relacionado com a incerteza de seu detentor no momento da venda do ativo, seja a venda por motivo súbito de necessidade de dinheiro, seja por algum caso inesperado, não poder inferir se o respectivo preço do ativo está próximo do seu valor fundamental. Há casos também em que a baixa liquidez se dá pelo fato de o mercado para determinado ativo ser pequeno, de modo que operações de compra e venda impactarão fortemente os preços.

Cabe assinalar um sexto fenômeno, ligado à pressão no setor de câmbio, presente nos períodos de estresses financeiros. Stiglitz *et al.* (2006) argumentaram que a volatilidade cambial nas economias emergentes, devido aos fluxos de capitais internacionais, tende a ser superior à dos mercados desenvolvidos. Ainda, Akyüz e Cornford (1999) alertaram para os efeitos mais significativos entre os mercados financeiros das economias emergentes diante dos fluxos de capitais potencialmente instabilizadores em momentos de instabilidades econômicas. Portanto, a dependência e a elevada participação de capitais externos nos sistemas financeiros das economias emergentes, como é o caso do Brasil, geram grande volatilidade e pressão nas moedas nacionais em momentos de crises financeiras, devido à saída de capitais dessas economias em direção a economias mais seguras.

## **5.2. Análise dos estresses financeiros na economia brasileira ao longo do regime de metas para inflação**

Este trabalho deriva uma estimativa ordinal dos estresses financeiros sob a forma de um índice, o Índice de Estresse Financeiro (F.S.I.). Trata-se de um índice com base em Balakrishnan *et al.* (2009), porém com algumas inovações, já apresentadas no Capítulo 4, com o intuito de identificar os episódios de estresses financeiros que incidiram sobre a economia brasileira no período posterior à adoção do regime de metas para inflação.

De modo geral, o F.S.I. está associado a quatro características fundamentais: grandes alterações nos preços dos ativos financeiros, elevação repentina do risco ou incerteza no mercado financeiro, restrições de liquidez e preocupações em torno da saúde/solidez do sistema financeiro (BALAKRISHNAN *et al.*, 2009). Dessa forma, o

F.S.I. fornece a mensuração de prováveis perdas, risco e incertezas extraídas dos setores bancário, cambial, de dívida e acionário<sup>31</sup>.

Por ser um índice contínuo no tempo, com informações mensais<sup>32</sup>, é possível identificar períodos de estresses em pequena escala em algum segmento específico que não resulta em crise em todo o mercado financeiro, mas que poderia vir a ser negligenciado por outros índices simples e, portanto, não ser levado em conta para a estabilidade financeira. Cardarelli *et al.* (2011) ressaltaram que apenas os episódios de estresse financeiro com grandes consequências para a economia e, ou, intervenções públicas receberam atenção na última década, sendo os episódios em menor escala muitas vezes negligenciados, mas que poderiam, por sua vez, servir como úteis episódios contrafactuais para a política monetária.

O Quadro 2 sumariza os seis componentes do F.S.I. construído para a economia brasileira e relaciona cada componente ao aspecto do estresse financeiro que representa. Também fornece o valor médio e o desvio-padrão das séries antes da padronização de cada componente, e as Figuras A.1-A.6, do Apêndice, apresentam a evolução de cada componente.

---

<sup>31</sup> Segundo Illing e Liu (2006), os estresses oriundos do setor não financeiro e das famílias estão implicitamente refletidos no comportamento dos agentes destes quatro mercados.

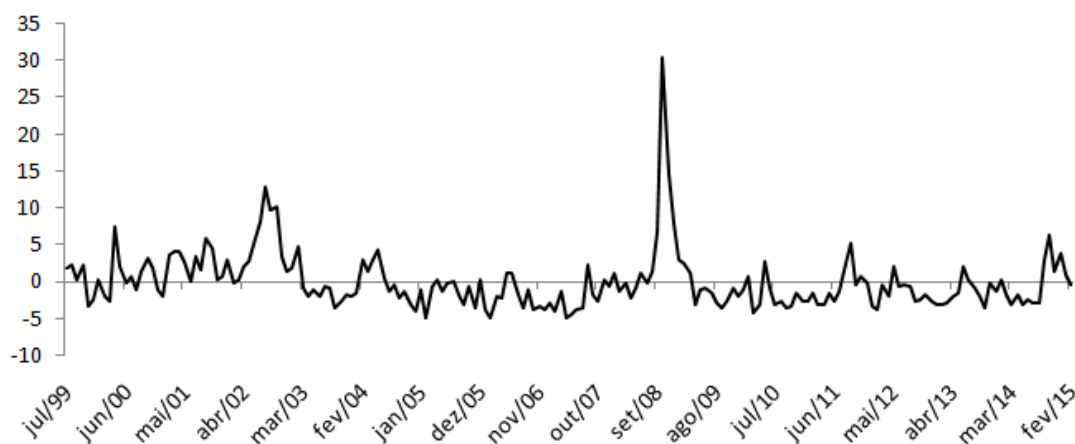
<sup>32</sup> Ou em informações diárias, convertidas, através de médias aritméticas, em mensais.

**Quadro 2** – Variáveis incluídas no Índice de Estresse Financeiro

<b>Variáveis</b>	<b>Aspecto do estresse financeiro representado pela variável</b>	<b>Média (julho/1999 a fevereiro/2015)</b>	<b>Desvio-padrão (julho/1999 a fevereiro/2015)</b>
<i>Beta do setor bancário</i>	Incerteza sobre o valor fundamental dos ativos financeiros e sobre o comportamento de outros investidores; assimetria de informação.	0,6915	0,1372
<i>Retorno do IBOVESPA</i>	Incerteza sobre o valor fundamental dos ativos financeiros e sobre o comportamento de outros investidores.	-0,0004	0,0036
<i>Volatilidade do IBOVESPA</i>	Fuga para qualidade e liquidez.	0,0003	0,0003
<i>Índice de Pressão Cambial</i>	Fuga para qualidade e liquidez; pressão cambial.	0,0000	1,5128
<i>Volatilidade da taxa de câmbio (R\$/US\$)</i>	Fuga para qualidade e liquidez; pressão cambial.	0,0001	0,0002
<i>EMBI + Brasil</i>	Assimetria de informação; fuga para qualidade e liquidez.	467,4804	378,9822

Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma vez relacionados os componentes do I.F.S., utilizados neste trabalho, às características do estresse a que eles estão associados, a Figura 3 apresenta o Índice de Estresse Financeiro para o Brasil ao longo da adoção do regime de metas para inflação.



**Figura 3** – Índice de Estresse Financeiro para o Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015  
Fonte: Resultados da pesquisa.

Um dos objetivos centrais ao construir o F.S.I. são identificar e fornecer, de modo instantâneo, informações relacionadas aos níveis de estresse do sistema financeiro brasileiro. Baseado na inspeção visual da Figura 3, é possível identificar alguns cenários de significativa elevação no F.S.I., representados por picos ao longo da série. O primeiro deles, em meados do ano 2002, está relacionado à crise de confiança em virtude da incerteza gerada de uma possível mudança no Governo Federal do Brasil, com a possibilidade de eleição do então candidato de esquerda Luiz Inácio Lula da Silva. O segundo momento, e mais expressivo, foi devido à crise financeira internacional em virtude das hipotecas *subprimes* no mercado norte-americano, nos anos de 2007 e 2008. Por fim, o cenário instável que se seguiu meses antes da eleição presidencial de outubro de 2014.

Uma vez que o objetivo principal do F.S.I. é detectar eventos de estresses financeiros, a identificação desses episódios é uma questão cuja resposta não é consensual entre os economistas. Pelo fato de o índice ser composto por seis variáveis cujos valores são padronizados previamente à agregação final, o nível de estresse de um evento pode ser identificado com base nos desvios dos valores do F.S.I. de sua trajetória “normal”, na qual não se esperam choques no índice. Este trabalho segue o procedimento adotado por Cardarelli *et al.* (2011), segundo o qual episódios de

estresses financeiros são identificados como aqueles períodos em que o índice é maior que um desvio-padrão acima da tendência da série. Nesse caso, a tendência é identificada com base no uso do filtro Hodrick-Prescott (HP), uso esse justificado por Cardarelli *et al.* (2011), pois o filtro fornece a tendência variável no tempo. Dessa forma, dado o constante desenvolvimento dos sistemas financeiros, tal uso está em conformidade com o fato de o estresse financeiro poder se manifestar através de diferentes formas ao longo do tempo.

Uma síntese dos períodos de estresses financeiros identificados a partir dos valores referentes ao F.S.I. para a economia brasileira, no período de julho de 1999 a fevereiro de 2015, é apresentada na Tabela 2. Os episódios de estresse financeiro foram relacionados a cada um dos setores analisados, de acordo com as contribuições desses setores para a elevação do F.S.I. Para classificar se um episódio de estresse financeiro foi impulsionado principalmente pelo setor bancário, acionário, cambial ou de dívidas, foi analisada a alteração no F.S.I. do mês anterior ao início do episódio até o valor máximo do índice dentro do episódio. Dessa forma, se a maior parte do aumento no F.S.I. foi devida aos componentes do setor acionário, então o episódio de estresse é relacionado a esse setor, sendo a mesma regra aplicada para os demais. Adicionalmente, pelo fato de a complexidade dos sistemas financeiros, nos quais há forte inter-relação entre os setores, é possível identificar setores secundários que contribuem para a elevação do estresse financeiro. Assim, se os componentes do setor cambial contribuírem com pelo menos 20% da elevação no F.S.I., então o episódio é também relacionado a esse setor, sendo também essa regra adotada para análise nos outros setores.

**Tabela 2** – Episódios de estresses financeiros no Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015

		Número de episódios																
	<i>Total</i>	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015*
<i>Estresse financeiro</i>	20	2	1	2	1	1	1	3	1	1	1	-	2	1	1	1	1	-
<i>Principal setor:</i>																		
<b>Bancário</b>	6	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	2	-	1	1	1	-
<b>Acionário</b>	2	-	-	1	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Cambial</b>	12	2	1	1	1	1	1	2	-	1	1	-	-	1	-	-	-	-
<b>De dívida</b>	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Elevação secundária:</i>																		
<b>Bancário</b>	4	-	-	-	-	1	1	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-
<b>Acionário</b>	8	1	1	-	1	-	1	-	-	-	1	-	-	-	1	1	1	-
<b>Cambial</b>	3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	1	-	-	-
<b>Da dívida</b>	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Duração do estresse (média; meses)</i>		1	1	1	5	1	4	1	2	1	4	-	1	3	1	2	3	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Ano de 2015, incluindo apenas os meses de janeiro e fevereiro.

De modo geral, foram identificados 20 episódios de estresses financeiros na economia brasileira, entre julho de 1999 e fevereiro de 2015. Desses episódios, 12 foram impulsionados principalmente por estresses no setor cambial, ou seja, a volatilidade e a pressão sobre a taxa de câmbio representaram grande parcela do aumento no F.S.I. durante esses episódios. Nesse contexto, as pressões no setor cambial foram mais recorrentes durante os anos que se seguiram após o abandono da âncora cambial, ocorrida em janeiro de 1999. Como pode ser observado pela Tabela 2, entre os anos de 1999 e 2005, nove episódios de estresses financeiros tiveram como principal propulsor as pressões na taxa de câmbio. Tal fato evidencia a continuidade das pressões sobre o real, iniciadas anos antes do fim da âncora cambial e que levaram à adoção do regime de câmbio flutuante, além de corroborar a maior vulnerabilidade da economia perante os fluxos de capital em cenários economicamente instáveis.

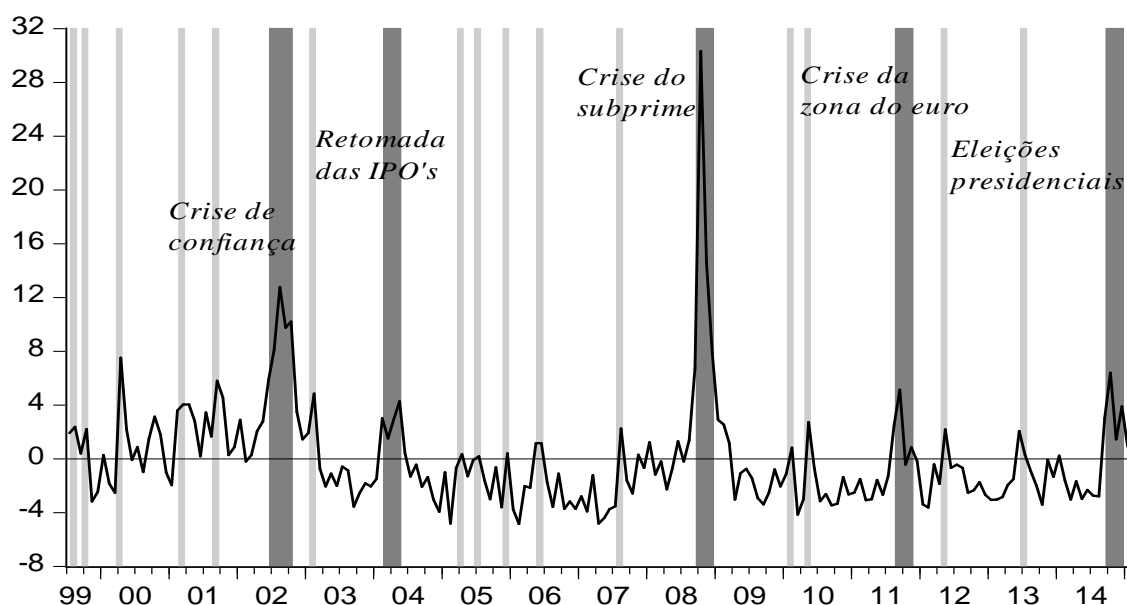
Outro setor de relevante importância para a elevação do F.S.I. foi o bancário. Os componentes do setor bancário foram os principais responsáveis pela elevação do estresse financeiro em seis episódios, dos quais cinco ocorreram a partir da crise do *subprime* americano, nos anos de 2007 e 2008, contribuindo, assim, fortemente para os episódios recentes de estresses financeiros na economia brasileira. Por fim, os componentes do setor acionário impulsionaram dois períodos de estresses financeiros, nos anos de 2001 e 2006. Posteriormente, são analisadas as especificidades dos períodos de estresses.

Como ressaltado anteriormente, devido à complexidade e inter-relação entre os diversos setores que compõem um sistema financeiro, é comum que estresses iniciados em determinado setor ou segmento sejam refletidos em outros setores do sistema financeiro. Assim, dos 12 episódios que refletiram principalmente estresses no setor cambial, em cinco as variáveis do setor de ações representaram 20% ou mais da elevação no F.S.I. Os demais três episódios, nos quais o setor acionário correspondeu a menos 20% da elevação do índice, tiveram como principais determinantes os estresses no setor bancário. Cabe ressaltar que o setor de dívidas não foi o componente principal que contribuiu para a elevação do F.S.I. em nenhum episódio ao longo do período analisado, sendo esse setor a causa secundária da elevação do estresse financeiro apenas em 2002, durante o período da eleição presidencial.

A fim de analisar as particularidades inerentes a cada um dos episódios de estresses identificados nas últimas décadas na economia brasileira, bem como associá-

los às crises que incidiram sobre a economia como um todo, as Figuras 4 e 5 apresentam, respectivamente, os episódios divididos em dois grupos, de acordo com a duração do estresse financeiro na economia e a participação de cada um dos quatro setores analisados no valor final do F.S.I. Na Figura 4, as áreas sombreadas mais claras se referem aos períodos de estresses financeiros mais curtos, cujos impactos se deram em um ou dois meses, enquanto as áreas mais escuras estão relacionadas aos episódios com duração igual ou superior a três meses.

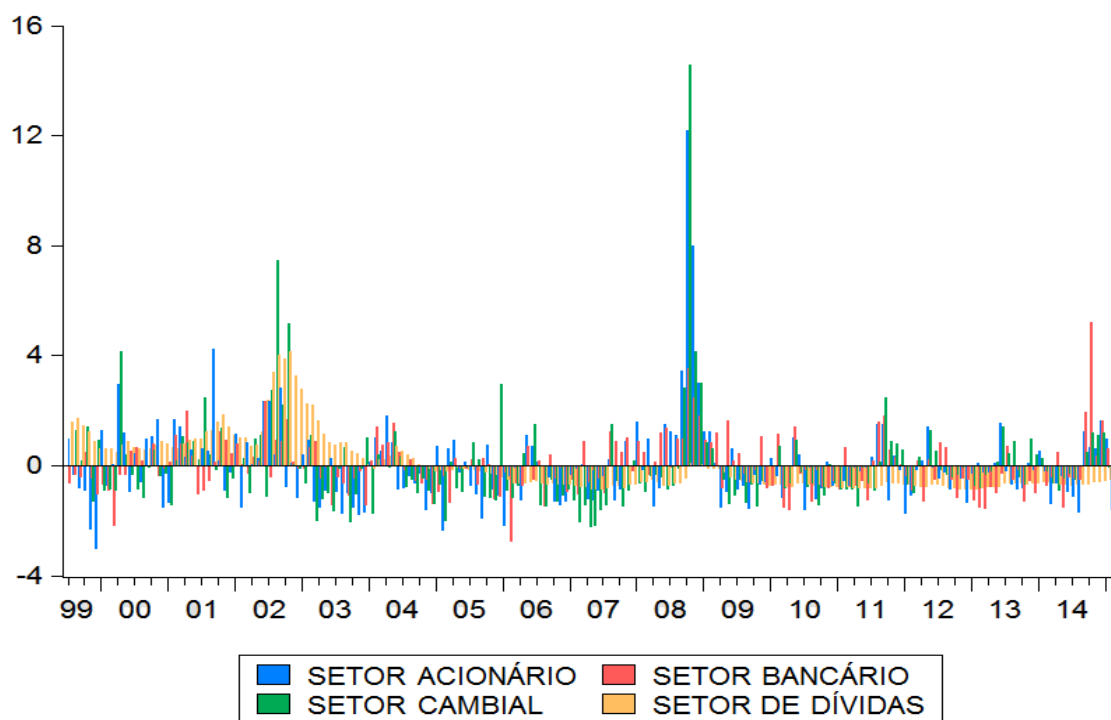
Primeiramente, são analisados os episódios de estresses financeiros com maior duração, representados pelas áreas sombreadas mais escuras na Figura 4. Desse modo, foram identificados cinco episódios de estresses financeiros, com duração igual ou superior a três meses.



**Figura 4** – Índice de Estresse Financeiro para o Brasil de acordo com a intensidade dos estresses, julho/1999 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: As áreas sombreadas mais claras se referem a episódios de estresses financeiros com duração de um ou dois meses, enquanto as áreas mais escuras indicam aqueles episódios com duração igual ou superior a três meses.



**Figura 5** – Participação dos setores acionário, bancário, cambial e de dívidas no Índice de Estresse Financeiro para o Brasil, julho/1999 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores dos setores analisados se referem aos componentes padronizados de cada setor. O setor acionário é formado pela volatilidade e retorno do IBOVESPA. O setor bancário é expresso pelo “beta” do setor bancário. O setor cambial é a soma do índice de pressão sobre o mercado de câmbio (EMPI) e a volatilidade da taxa de câmbio. O setor de dívidas é representado pelo índice EMBI Brasil +.

O primeiro deles, ocorrido entre junho e outubro de 2002, está associado à crise de confiança na economia brasileira em virtude da conjuntura eleitoral. A Figura 5 e a Tabela 2 evidenciam a forte participação das pressões na taxa de câmbio durante o cenário de estresse financeiro, seguida pelo setor de dívidas e, em menor escala, pelo setor acionário. A crise de confiança teve como consequência forte pressão cambial ao promover elevada desvalorização da moeda brasileira, que atingiu seu valor máximo em outubro de 2002, cotada a R\$3,96/1US\$. Ressalta-se aqui o baixo nível de reservas internacionais presentes na economia brasileira, apresentado pela Figura A.7 (Apêndice). Os níveis de reservas em dólares entre os anos de 1999 e 2005 foram os mais baixos ao longo de todo o regime de metas para inflação no Brasil, cujo saldo médio foi de US\$ 43,32 bilhões, de acordo com dados do BACEN (2015c). Dessa forma, as intervenções da autoridade monetária visando conter parte da excessiva desvalorização da moeda brasileira foram limitadas pelo baixo nível de reservas internacionais.

A perda de confiança na economia brasileira pelos investidores ao longo desse período refletiu-se também no setor de dívidas, expresso neste trabalho pelo índice EMBI + Brasil, que corresponde ao diferencial nos prêmios que devem ser pagos por títulos da dívida externa brasileira em relação a papéis de prazo, equivalente ao do Tesouro dos Estados Unidos. O valor do EMBI + Brasil atingiu seu maior valor histórico de 2.039 pontos em setembro de 2002 (Figura A.6, Apêndice). Dessa forma, o cenário instável refletiu diretamente nas expectativas de aumento de perdas futuras, contribuindo para a elevação do *spread* visto pelo índice EMBI + Brasil. Soma-se a isso o elevado endividamento externo do Brasil, cuja dívida externa líquida do governo federal correspondia a 19,80% do Produto Interno Bruto (PIB), em setembro de 2002, segundo dados do BACEN (2015c)<sup>33</sup>. Cabe salientar, também, que parte da dívida pública interna federal era composta por títulos cambiais, em que cerca de 29% da dívida interna pública estava atrelada ao câmbio no 3º trimestre de 2002 (BACEN, 2015c). Portanto, o cenário de desvalorização cambial contribuía para o aumento das dívidas, impactando, assim, no aumento do prêmio de risco, como verificado pelo EMBI+Brasil.

Por fim, o setor acionário também refletiu, em menor escala, o cenário de desconfiança política e econômica em 2002. A volatilidade do índice IBOVESPA, principal indicador do mercado acionário brasileiro, elevou-se 34,66%, entre maio e setembro de 2002, enquanto o retorno do mesmo índice sofreu redução de 977,02% no mesmo período. Tais fatos evidenciam o movimento de fuga para a segurança e liquidez dos investidores nesse cenário de instabilidade.

Entre os cinco períodos de estresses financeiros com maior duração na economia do Brasil, o que apresentou a menor elevação foi o ocorrido entre os meses de fevereiro e maio de 2004, não sendo possível associá-lo a crises de maiores proporções que impactaram o mercado. Durante esse período, a desagregação e contribuição de cada setor na composição do F.S.I., apresentadas na Figura 5 e na Tabela 2, auxiliam na compreensão dos fatores que levaram à ocorrência desse episódio de estresse financeiro na economia. O setor acionário contribuiu para os cenários de estresses ao longo desse período, como observado pela redução nos retornos do Índice BOVESPA em 198,95%,

---

<sup>33</sup> Para fins de comparação, em maio de 2004 essa dívida correspondia a 12,44% do PIB, enquanto em setembro de 2008 representava 3,51% e, em fevereiro de 2015, essa proporção foi de 2,02%, de acordo com dados do BACEN (2015c).

entre janeiro e abril de 2004, bem como o aumento da volatilidade do índice em 20,72%. Esse aumento da incerteza no setor acionário pode ser explicado pela retomada das Ofertas Públicas Iniciais, do inglês *Initial Public Offering* – IPOs, na BMF&BOVESPA, a partir de abril de 2004<sup>34</sup>. Desse modo, sete empresas abriram seu capital e ingressaram na bolsa de valores. Entretanto, o momento da abertura de capital por uma empresa traz consigo incertezas que podem impactar ações de outras empresas e contribuir para a elevação do estresse financeiro. Um dos motivos principais é o descolamento do preço da ação nos primeiros dias após a oferta inicial das ações do preço que prevalece após a normalização do mercado. Segundo dados do BACEN (2015c), entre abril e maio de 2004, 377 milhões de dólares, referentes a investimentos estrangeiros diretos em ações de empresas brasileiras negociadas na bolsa, saíram do país, corroborando a incerteza inicial diante da retomada das IPOs e os movimentos de fuga para a qualidade e liquidez dos investidores, bem como a presença da assimetria de informação e a incerteza sobre o valor fundamental das ações.

O reflexo da saída expressiva de capitais do setor acionário brasileiro revela a maior sensibilidade e exposição da economia diante dos fluxos de capitais internacionais, característica típica das economias emergentes, cujos impactos foram sentidos pela moeda brasileira. Entre janeiro e maio de 2005, a volatilidade da taxa de câmbio (R\$/US\$) aumentou 122% e o índice de pressão cambial, 39,88%, pressionado, principalmente, pela desvalorização do real e redução das reservas internacionais, como forma de conter parte da desvalorização da moeda, como pode ser observado nas Figuras A.5 e A.4, respectivamente (Apêndice).

Outro setor que impulsionou elevações no F.S.I., como observado na Figura 5 e na Tabela 2, foi o bancário. Dessa forma, em menor magnitude em relação aos setores analisados anteriormente, esse setor sofreu estresses que colaboraram para o aumento da instabilidade financeira no período analisado. Em alguns períodos, o beta do setor bancário apresentou valor superior a 1, indicando que a volatilidade dos retornos das ações bancárias foi maior que a volatilidade dos retornos totais do mercado global, medido pelo IBOVESPA, o que sugere que o setor bancário apresentou-se, relativamente, mais arriscado.

---

<sup>34</sup> O movimento de retomada das IPOs foi intensificado após o ano de 2004, principalmente em 2007, ano em que 64 novas empresas passaram a ter ações negociadas na BM&FBOVESPA.

O terceiro, e mais expressivo, episódio de estresse financeiro identificado refere-se ao período entre setembro e dezembro de 2008, correspondente à maior elevação do F.S.I. para a economia brasileira. Esse episódio de estresse está relacionado aos impactos da crise financeira do *subprime*, iniciada na economia norte-americana em 2007, sobre a economia brasileira. A falência do banco de investimentos Lehman Brothers, quarto maior banco de investimento dos EUA, em setembro de 2008 marcou a transformação da crise financeira para uma crise global. Até então, os efeitos da crise haviam sido transmitidos apenas para os países desenvolvidos, sendo os mercados emergentes pouco afetados. Porém, com o caráter sistêmico adquirido em meados de 2008, as economias emergentes – mesmo aquelas com situação externa favorável, contas fiscais sólidas e inflação sob controle, como era o caso da economia brasileira – foram atingidas pela crise.

A análise da Figura 5 indica que o estresse financeiro decorrente da crise do *subprime* foi fortemente impulsionado por instabilidades no setor cambial e acionário e, em menor grau, no setor bancário. Os estresses no setor cambial ocorreram em razão do aumento da aversão aos riscos e da preferência pela liquidez por parte dos investidores estrangeiros, que fizeram que a economia brasileira presenciasse um movimento súbito de fuga de capitais em decorrência do aumento da incerteza. Segundo dados do BACEN (2015c), o investimento líquido estrangeiro em carteira apresentou redução de aproximadamente 581% entre o terceiro e o quarto trimestre de 2008. Esses fatores contribuíram para o processo de desvalorização da moeda brasileira, que entre setembro e outubro de 2008 se desvalorizou 29,6%, segundo dados do BACEN (2015c), promovendo, assim, instabilidades no setor cambial.

Em relação aos estresses no setor acionário, a maior vulnerabilidade do setor de ações brasileiro, característica dos mercados emergentes, em relação às saídas de capitais em momentos de instabilidades financeiras impactou diretamente os ativos negociados nesse mercado. Pelo fato de os ativos dessas economias não apresentarem as características necessárias avaliadas pelos investidores, a fuga de capitais em decorrência da busca por segurança e liquidez ocasionou maior volatilidade nos respectivos setores acionários. Entre agosto e outubro de 2008, o IBOVESPA apresentou elevação da volatilidade em 203,88% (Figura A.3 – Apêndice), enquanto os retornos reduziram 136,52% (Figura A.2 – Apêndice), traduzindo, assim, a aversão ao

risco e preferência pela liquidez por parte dos investidores, bem como a redução dos valores fundamentais de ações que compõem o índice<sup>35</sup>.

Por fim, a saída de capitais da economia brasileira gerou estresses no setor bancário, de modo que a aversão ao risco e a preferência pela liquidez resultaram no “empocamento” do crédito bancário, refletido nas pequenas e médias instituições. As restrições aos créditos doméstico e internacional são fatores marcantes das economias emergentes, atingindo, principalmente, o setor bancário. Segundo Freitas (2009), o congelamento dos mercados interbancários e financeiros internacionais e a desvalorização do real, ao longo da crise do *subprime*, conduziram à rápida deterioração dos bancos que contraíram o crédito, restringindo a liquidez. De acordo com o estudo do BACEN (2009), Relatório de Economia Bancária e Crédito, um dos efeitos da crise sobre o Brasil foi a redução das linhas de crédito internacionais oferecidas ao país. Ainda segundo esse relatório, os repasses de créditos externos pelas instituições do Sistema Financeiro Nacional apresentaram redução dos seus saldos de US\$ 46,8 bilhões em junho de 2008 para US\$ 31,5 bilhões em dezembro de 2009.

No ano de 2011, mais especificamente entre os meses de agosto e novembro, a economia brasileira sofreu um novo episódio de estresse financeiro, dessa vez associado à crise na zona do euro<sup>36</sup>. Como ressaltado pelo estudo do BACEN (2011 - Relatório de Estabilidade Financeira), o agravamento da situação fiscal na Europa e o aumento das incertezas sobre o processo de recuperação global induziram aumento da aversão ao risco e da demanda por ativos líquidos e de baixo risco, como os títulos do Tesouro americano, determinando a valorização do dólar em relação ao real, ao euro e a diversas outras moedas. Dessa forma, como mostrado na Figura 5, os principais propulsores do estresse financeiro nesse período foram as pressões nos setores cambial e acionário. Ainda segundo o relatório do BACEN (2011), o ambiente externo conturbado, devido, entre outros fatores, à situação fiscal delicada dos países periféricos da zona do euro, levou os investidores estrangeiros a reduzirem suas posições no período – o fluxo líquido no primeiro semestre foi negativo em R\$1,1 bilhão. As pressões sobre o real elevaram-se 33,13% entre julho e setembro de 2011, e a volatilidade da taxa de câmbio

---

<sup>35</sup> Entre as empresas que compõem o IBOVESPA, o valor das ações de diversas delas foi fortemente impactado pela redução no preço das *commodities* durante a crise do *subprime*, como foi o caso dos setores mineral e petrolífero.

<sup>36</sup> Galí (2010) e Lane (2012) forneceram ampla discussão sobre as causas e especificidades da crise na zona do euro.

aumentou 169,80% nesse mesmo período. Em relação ao setor acionário, as incertezas dos investidores e o movimento da fuga de investimentos para mercados mais líquidos e seguros causaram elevação de 101,17% na volatilidade do IBOVESPA, entre julho e setembro de 2011.

O último episódio de estresse financeiro identificado pelo F.S.I. na economia brasileira ocorreu no fim de 2014, entre os meses de setembro e dezembro, o qual está relacionado ao cenário instável político e econômico devido ao processo de sucessão presidencial, ocorrido em outubro desse mesmo ano. O cenário de estresse nesse período esteve associado, principalmente, aos setores bancário e acionário.

Em relação ao mercado bancário, o cálculo do componente “beta” do setor bancário considera as ações do Banco do Brasil (BB), pelos motivos expostos no Capítulo 4, e tais ações apresentaram grande volatilidade no período analisado. Entre janeiro e início de setembro, as ações do Banco do Brasil apresentavam valorização de, aproximadamente, 50%, segundo dados da BM&FBOVESPA (2015). Entretanto, o cenário de otimismo foi revertido em outubro, quando ocorreu a venda de 5,24 milhões de ações do banco pelo Tesouro Nacional, a fim de ajudar o governo federal a fazer caixa para cumprir a meta de superávit primário. As vendas deram-se no momento em que as ações apresentavam os maiores preços desde o ano de 2007, sendo cotadas a R\$33,32 no dia 9 de outubro, um dia antes da venda de ações pelo Tesouro Nacional<sup>37</sup>. Após as vendas, os preços das ações do Banco do Brasil sofreram queda acentuada, sendo cotadas a R\$23,76 no dia 22 de outubro. A queda no valor das ações do BB, aliado ao processo de instabilidade política devido à eleição presidencial, e a possibilidade de o governo não cumprir as metas de superávit primário fizeram que o setor bancário apresentasse relativa instabilidade perante os outros setores.

Além dos estresses no setor bancário, o setor acionário também sofreu os efeitos da instabilidade política. Assim como nos episódios de estresses financeiros analisados previamente, o cenário de incerteza fez que os investidores optassem por mercados mais seguros, afetando diretamente os retornos e volatilidades das ações negociadas na bolsa de valores brasileira. Segundo dados do BACEN (2015c), o investimento líquido estrangeiro em carteira, em novembro de 2015, foi negativo em US\$ 18,5 milhões, afetando diretamente a volatilidade do IBOVESPA, cuja elevação foi de 106,69%, entre

---

<sup>37</sup> No dia 3 de setembro de 2014, as ações do Banco do Brasil foram cotadas a R\$37,13, maior cotação desde junho de 2007.

agosto e novembro. Outro fator que impactou diretamente na elevação da volatilidade do IBOVESPA foi a crise na Petrobrás. O esquema de corrupção na maior empresa estatal brasileira, a partir de março de 2014, fez que as ações da empresa na bolsa de valores apresentassem acentuada desvalorização. Com participação média de 10%, aproximadamente, no IBOVESPA, o preço das ações da Petrobrás<sup>38</sup> passou de R\$ 23,29 no dia 2 de setembro para R\$ 8,52 em 15 de dezembro. A desvalorização de 63,42%, mostrada anteriormente, contribuiu para a elevação da volatilidade do IBOVESPA e refletiu a insegurança dos investidores em manter ações da estatal brasileira.

De modo geral, o índice de estresse financeiro para a economia do Brasil mostrou-se útil na identificação das principais crises que atingiram a economia, uma vez que os picos no F.S.I. associaram-se a eventos bem conhecidos, que impactaram todo o sistema financeiro. Como ressaltado por Illing e Liu (2003), dependendo da sua natureza, as situações de estresse extremo podem ser referidas como crises.

Contudo, outros 15 episódios causaram estresses financeiros, com duração de um ou dois meses, sendo representados pelas áreas sombreadas claras na Figura 4. A análise desses episódios de menor duração na economia, e que não estiveram associados a crises para o país, auxilia o entendimento das causas dessas instabilidades e como elas evoluíram ao longo do regime de metas no Brasil. Como ressaltado anteriormente por Cardarelli *et al.* (2011), os cenários de estresses com poucos impactos macroeconômicos podem ser úteis em análises contrafactuais. A Tabela 3 apresenta a divisão desses episódios em três períodos.

---

<sup>38</sup> Ações Petrobrás (ON), cujo símbolo de negociação é PETR3. O Índice IBOVESPA é composto também pelas Ações Petrobrás (PN), representadas pelo símbolo PETR4, que em conjunto com as ações PETR3 representam 9,85% do IBOVESPA.

**Tabela 3** – Episódios de estresses financeiros de curta duração no Brasil, períodos 1999-2004, 2005-2009 e 2010-2015

	<b>Número de episódios de curta duração</b>			
	<i>Total</i>	<b>1999-2004</b>	<b>2005-2009</b>	<b>2010-2015</b>
<i>Estresse financeiro</i>	15	6	5	4
<i>Principal setor:</i>				
<b>Bancário</b>	5	-	1	4
<b>Acionário</b>	2	1	1	-
<b>Cambial</b>	8	5	3	-
<b>De dívida</b>	-	-	-	-
<i>Elevação secundária:</i>				
<b>Bancário</b>	2	1	1	-
<b>Acionário</b>	4	2	-	2
<b>Cambial</b>	2	-	-	3
<b>De dívida</b>		-	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nos seis primeiros anos de vigência do regime de metas para inflação ocorreram seis episódios de estresses financeiros na economia brasileira, dos quais cinco foram impulsionados, prioritariamente, por instabilidades no setor cambial. Na Figura 5 é possível verificar a parcela do setor de câmbio, representada pela área em verde, nos períodos de picos do F.S.I., entre os anos de 1999 e 2004. Essa mesma predominância se verifica nos anos subsequentes, entre 2005 e 2009, em que três episódios de estresses de curta duração estiveram associados ao setor cambial, de um total de cinco episódios que ocorrem ao longo desse período. Uma possível explicação para a predominância da pressão sobre o real e o aumento da volatilidade da moeda brasileira reside no fato de o país apresentar, nesse período, baixas reservas internacionais, o que limitou a ação da autoridade monetária em conter desvalorizações excessivas da moeda diante do dólar. Como pode ser observado na Figura A.7 (Apêndice), entre julho de 1999 e julho de 2006 o país apresentou uma média de 44,76 bilhões de dólares em reservas, valor médio inferior ao apresentado entre janeiro/2010 e fevereiro/2015, quando o país apresentou, em média, 342,25 bilhões de dólares. Tal fato, aliado ao fluxo de capitais estrangeiros em cenários economicamente instáveis, que migram de economias emergentes rumo a mercados com maior liquidez e segurança, pressionou a taxa de câmbio dessas economias, como verificado para o Brasil nesses dois períodos. Nesse contexto, Akyüz e Cornford (1999) alertaram para os efeitos mais significativos entre os mercados financeiros das economias emergentes diante dos fluxos de capitais potencialmente instabilizadores.

No último período analisado, entre 2010 e 2015, observou-se que em todos os episódios de estresses financeiros com duração de um ou dois meses o setor bancário foi o que impulsionou a maior parte da elevação do F.S.I. Cabe ressaltar que as instabilidades no setor bancário impulsionaram os picos no F.S.I., principalmente após a crise financeira do *subprime*, sinalizando que após esse episódio, o mais grave para a economia global após o *crash* da bolsa de Nova York em 1929, o setor bancário mostrou-se relativamente mais arriscado do que o mercado em geral. Apesar de as pressões sobre a moeda ainda vigorarem nesse período, a autoridade monetária teve meios mais eficazes de conter essas pressões em virtude de apresentar saldo de reservas internacionais elevado.

Em síntese, a análise dos episódios de curta duração de estresses financeiros na economia brasileira forneceu importantes especificidades que poderiam vir a ser negligenciadas em outras análises baseadas em um setor específico, ou variável. Houve, portanto, aumento das pressões no setor bancário e redução dos estresses no setor cambial ao longo do período observado. Além disso, o F.S.I., por englobar componentes de diferentes setores relacionados ao mercado financeiro, apresenta-se como importante estratégia para indicar aqueles cenários de estresses cujos efeitos foram mais duradouros sobre a economia brasileira, muitos desses cenários associados a crises na economia como um todo, como também para identificar episódios de menor duração, que não se relacionaram a crises, mas também provocaram instabilidades no sistema financeiro.

## **6. ESTRESSES FINANCEIROS E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL**

O Capítulo 5 apresentou os episódios de estresses financeiros que impactaram a economia brasileira desde a adoção do regime de metas para inflação, no qual o objetivo principal da autoridade monetária é assegurar a estabilidade de preços na economia. Em virtude dos efeitos macroeconômicos decorrentes das instabilidades financeiras (produto, emprego e transmissão da política monetária), muitos bancos centrais passaram a considerar a estabilidade financeira como objetivo complementar, como é o caso do Banco Central do Brasil.

Dentro desse novo consenso de política monetária, a taxa de juros é o principal instrumento para se alcançar o objetivo primordial, que é a estabilidade de preços. A regra de Taylor é fundamental nesse novo arcabouço e prevê que o BACEN determine a taxa de juros com vistas a alcançar uma meta de inflação, explícita ou implícita, mantenha a economia crescendo perto de seu potencial, como ressaltado por Modenesi (2008). Desde a sua formulação inicial, proposta por Taylor (1993), diversos estudos têm buscado testar novas especificações para a regra de Taylor, a fim de modelar adequadamente o comportamento do Banco Central. Este trabalho inclui na função de reação do Banco Central um indicador para estresse financeiro, a fim de analisar o comportamento da autoridade monetária brasileira diante de cenários de estresses financeiros que atingiram a economia.

As próximas seções sumarizam os resultados dos efeitos de estresses financeiros sobre a taxa de juros nominal na economia brasileira. Inicialmente, são analisados os efeitos do Índice de Estresse Financeiro (F.S.I.) sobre a taxa de juros. Posteriormente, são feitas algumas considerações, com base nos modelos estimados, a respeito da condução da política monetária diante do comportamento das demais variáveis incluídas na regra de Taylor. Preliminarmente à exposição dos resultados, a seção a seguir expõe os procedimentos adotados para estimação da função de reação do Banco Central através do filtro de Kalman.

## 6.1. Testes preliminares

Antes de se proceder à estimação da regra de Taylor, a partir da equação (26) é necessário verificar se as variáveis a serem incluídas nos modelos são estacionárias. Para isso, são utilizados quatro testes de estacionariedade, a saber: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e os dois testes propostos por Ng-Perron (MZa e MZt). Com exceção do teste KPSS, a hipótese nula dos demais testes é que a série é não estacionária, ou seja, possui raiz unitária. O teste KPSS, por sua vez, tem como hipótese nula a estacionariedade da série. A Tabela 4 resume os resultados de cada um dos referidos testes aplicados sobre as variáveis dos modelos<sup>39</sup>. Cabe ressaltar que foram incluídos nos testes, como componentes determinísticos, a constante (c) e a tendência linear (t), nos casos em que estas foram estatisticamente significativas.

**Tabela 4** – Testes de raiz unitária

Variável	ADF	PP	KPSS	MZa	MZt
$i_t$	-4,133***	-1,1298 <sup>n.s.</sup>	0,123*	-33,965***	-4,069***
$i_{t-1}$	-4,210***	-1,146 <sup>n.s.</sup>	0,121*	-34,075***	-4,083***
$\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$	-3,886***	-2,996**	0,190 <sup>n.s.</sup>	-28,593***	-3,772***
$y_{t-1}$	-4,312***	-4,557***	0,024 <sup>n.s.</sup>	-17,298***	-2,940***
$x_{t-2}$	-6,374***	-6,310***	0,069 <sup>n.s.</sup>	-49,095***	-4,954***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*Significativo a 5%, \*Significativo a 10% e <sup>n.s.</sup> Não significativo.

Com base nos testes apresentados pela Tabela 4, pode-se inferir, de modo geral, que as séries a serem utilizadas na estimação da regra de Taylor não apresentam raiz unitária, ou seja, são estacionárias.

Dado que as variáveis a serem incluídas na estimação da regra de Taylor para a economia brasileira são estacionárias, parte-se para a estimação das equações (22) a (24), equivalentes ao primeiro estágio do procedimento descrito em Kim (2006). Esse procedimento visa corrigir o problema da endogeneidade que surge devido à

<sup>39</sup> As Figuras A.8 a A.10, do Apêndice, apresentam a evolução da taxa de juros nominal Selic, dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta e do hiato do produto, respectivamente.

possibilidade de correlação entre  $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ ,  $y_{t-1}$  e  $x_{t-2}$  e o termo de erro,  $\varepsilon_t$ , na equação (14). Desse modo, para dar robustez estatística à relação de simultaneidade indicada nos trabalhos de Baxa *et al.* (2013), Medeiros e Aragón (2012) e Lopes e Aragón (2014), executaram-se os testes de Wu-Hausman e Durbin<sup>40</sup>, apresentados na Tabela 5, os quais têm como objetivo verificar se determinada variável é endógena.

**Tabela 5** – Testes de endogeneidade e validade dos instrumentos

Variáveis	Testes de endogeneidade		Testes de validade dos instrumentos	
	<i>Wu-Hausman</i>	<i>Durbin</i>	<i>Sargan</i>	<i>Basmann</i>
$\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$	14.8646***	14.1849***		
$y_{t-1}$	13.3124***	12.8062***	1.5469 <sup>n.s.</sup>	1.5094 <sup>n.s.</sup>
$x_{t-2}$	13.5365***	13.0066***		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*\*\*Significativo a 1%, \*\*Significativo a 5%, \*Significativo a 10% e <sup>n.s.</sup> Não significativo. A hipótese nula dos testes de Wu-Hausman e Durbin é de que as variáveis são exógenas, enquanto nos testes de Sargan e Basmann a hipótese nula consiste na validação dos instrumentos utilizados.

A significância estatística dos testes apresentados na Tabela 5 evidencia que as três variáveis em questão devem ser tratadas como endógenas. Dessa forma, para estimação das equações (22) a (24), utilizou-se o seguinte conjunto de instrumentos: um termo constante, as defasagens 2 e 3 do *gap* do produto ( $y_{t-1}$ ) e a defasagem 2, tanto para o desvio da expectativa de inflação da meta ( $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ ) quanto para o Índice de Estresse Financeiro ( $x_{t-2}$ ). A validação dos instrumentos utilizados nas equações (22) a (24) é verificada com base nos testes de Sargan e Basmann, apresentados na Tabela 5. A hipótese nula em ambos os teste é de que os instrumentos são válidos, ou seja, não se apresentam correlacionados com o termo de erro. Tal hipótese não é rejeitada a 5% de significância, o que indica a validade do uso dos instrumentos neste trabalho.

Uma vez identificadas e tratadas as relações de endogeneidade nas variáveis a serem utilizadas neste trabalho, partiu-se para a estimação da regra de Taylor

<sup>40</sup> Mais informações em Durbin (1954), Wu (1974) e Hausman (1978).

(equação 26), com o intuito de analisar o padrão de resposta da autoridade monetária diante dos estresses financeiros que incidiram sobre a economia brasileira<sup>41</sup>. Com o intuito de verificar se o modelo estava especificado adequadamente, realizou-se o teste de Ljung-Box, a fim de verificar também a existência de autocorrelação nos resíduos padronizados. Um modo de verificar se o modelo está especificado corretamente consiste em testar a existência ou não de correlação serial nos erros de previsão um período a frente (ENGLE; WATSON, 1981). A Tabela 6 mostra o teste realizado nos resíduos da regra de Taylor estimada (equação 26) via filtro de Kalman.

**Tabela 6** – Teste de especificação

	<b>Autocorrelação serial</b>			
	<b>Ljung-Box</b> (resíduos padronizados)		<b>Ljung-Box</b> (resíduos padronizados ao quadrado)	
<b>Ordem (q)</b>	<b>Estatística</b>	<b>P-valor</b>	<b>Estatística</b>	<b>P-valor</b>
<b>1</b>	1,21	(0,271)	0,21	(0,644)
<b>2</b>	1,42	(0,491)	0,24	(0,887)
<b>3</b>	6,09	(0,107)	0,96	(0,811)
<b>4</b>	6,49	(0,166)	1,00	(0,910)
<b>5</b>	7,07	(0,216)	1,28	(0,937)
<b>6</b>	7,46	(0,280)	1,34	(0,969)
<b>7</b>	7,49	(0,380)	3,15	(0,871)
<b>8</b>	7,71	(0,462)	3,40	(0,907)
<b>9</b>	7,79	(0,555)	3,94	(0,915)
<b>10</b>	9,78	(0,460)	3,95	(0,950)
<b>11</b>	14,56	(0,204)	4,63	(0,948)
<b>12</b>	14,91	(0,246)	16,08	(0,187)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A hipótese nula do teste Ljung-Box é a ausência de correlação serial nos resíduos até a ordem (q).

Os resultados do teste de Ljung-Box não permitem rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos até as 12 primeiras defasagens, a 5% de significância. Dessa forma, a inexistência de correlação serial sugere que o modelo está bem especificado.

<sup>41</sup> Foi utilizado o *software* EViews 8 para estimação da regra de Taylor, a partir do filtro de Kalman.

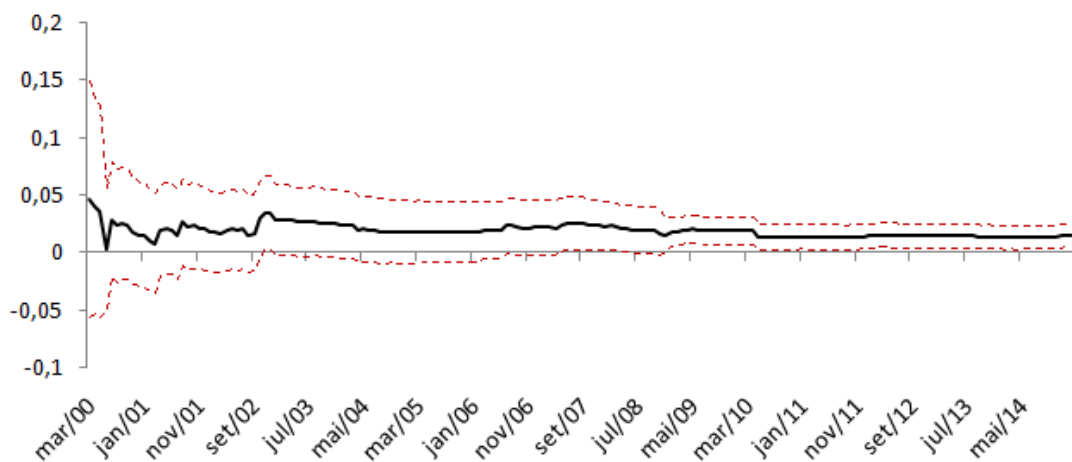
## 6.2. Estimação da função de reação do Banco Central com parâmetros variantes no tempo – Efeito do estresse financeiro

Diversos episódios de estresses financeiros puderam ser identificados ao longo do regime de metas para inflação no Brasil, alguns (15 episódios) de curta duração (um ou dois meses), enquanto outros (5 episódios) foram mais duradouros (três meses ou mais). Nesta seção são discutidos os resultados do efeito dos estresses financeiros sobre a atuação da política monetária, mais especificamente sobre o comportamento da taxa de juros. Esta análise torna-se relevante por permitir inferir se a autoridade monetária levou em consideração a instabilidade financeira na formulação e execução da política monetária, via alterações na taxa de juros, ao longo do regime de metas de inflação.

A estimação da regra de Taylor com parâmetros variantes no tempo, conforme equação (26), permitiu avaliar empiricamente, através da evolução do coeficiente da variável representativa do estresse financeiro,  $\delta_t$ , se o Banco Central incorporou ou não, na tomada de decisão da taxa de juros nominal, os episódios de estresses financeiros. Espera-se que a resposta da autoridade monetária brasileira diante dos cenários de instabilidades financeiras seja insignificante em grande parte do período analisado, dado que os episódios de estresses mais frequentes na economia foram de curta duração e baixa magnitude, à exceção da crise financeira do *subprime* em 2008 e da instabilidade decorrente da conjuntura eleitoral em 2002, cujos efeitos foram maiores e mais duradouros. Nesses últimos episódios, espera-se que o Banco Central eleve a taxa nominal de juros básica da economia, como forma de conter as instabilidades no mercado financeiro. Um exemplo dessa atuação do Banco Central em economias emergentes é exposto por Broto *et al.* (2011), que ressaltaram que a volatilidade dos fluxos de capitais tem se tornado fonte de preocupação para as autoridades monetárias nessas economias. Assim, a elevação da taxa nominal Selic durante os períodos de estresses financeiros mais intensos e duradouros teria como um de seus objetivos oferecer maior rentabilidade ao capital estrangeiro e, assim, minimizar o processo de fuga de capitais inerente a esses períodos financeiramente instáveis.

Um problema que surge ao quantificar os efeitos das instabilidades financeiras na condução da política monetária é o fato de o coeficiente estimado  $\hat{\delta}_t$  não apresentar interpretação direta, pelo fato de o F.S.I. ser um índice composto por variáveis

padronizadas com média zero. A solução proposta por Baxa *et al.* (2013) é definir o efeito do estresse financeiro como o produto do coeficiente estimado,  $\hat{\delta}_t$ , e o valor do indicador de estresse financeiro,  $x_{t-2}$ . As Figuras 6 e 7 apresentam, respectivamente, a evolução do coeficiente estimado,  $\hat{\delta}_t$ , conforme especificado na equação (26), e os resultados do efeito dos estresses financeiros sobre a taxa de juros na economia brasileira, a partir de março de 2000<sup>42</sup>.



**Figura 6** – Evolução do coeficiente  $\hat{\delta}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015

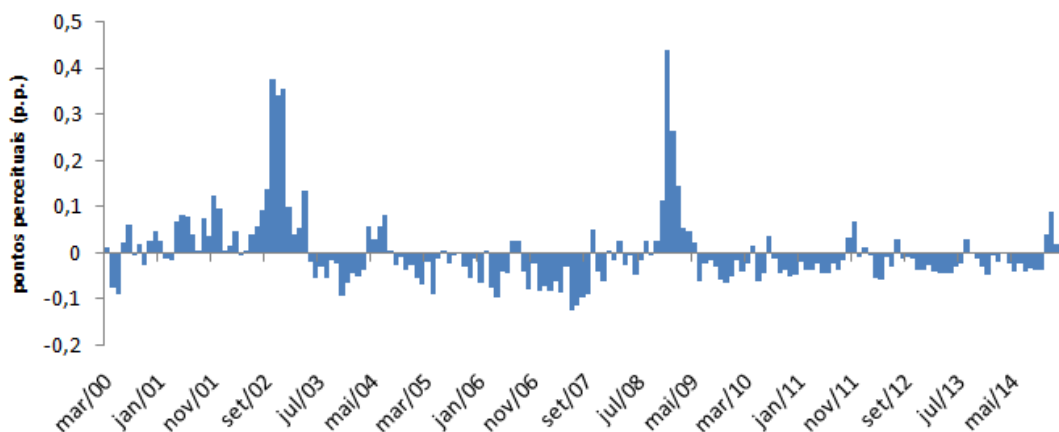
Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O coeficiente estimado é apresentado com um intervalo de confiança de 95%. Linhas tracejadas indicam  $\pm$  dois desvios-padrão.

Como observado na Figura 6, o coeficiente  $\hat{\delta}_t$  foi estatisticamente significativo a 5%, nos períodos de outubro/2002 a dezembro/2002 e outubro/2008 a fevereiro/2015. Tal resultado sinaliza para a importância dada pelo Banco Central do Brasil para a estabilidade financeira após a crise financeira do *subprime* americano. Desse modo, a significância estatística encontrada corrobora a afirmação de Baxa *et al.* (2013) de que a crise financeira internacional intensificou o interesse em explorar as relações entre política monetária e estabilidade financeira. Ressalta-se que durante o período de sucessão presidencial, no fim de 2002, o coeficiente de resposta da taxa de juros aos estresses financeiros também foi significativo a 5% de significância.

<sup>42</sup> Para estimar a regra de Taylor, dada pela equação (26), através do filtro de Kalman, os valores dos parâmetros iniciais devem ser dados exogenamente ao modelo. Este trabalho utiliza a média das cinco observações iniciais das variáveis relacionadas a cada parâmetro como valores iniciais. Dessa forma, as estimações para o período entre outubro/1999 e fevereiro/2000, cujas observações são utilizadas para calibrar o modelo, não são reportadas.

Pelo fato, entretanto, de  $\hat{\delta}_t$  não possuir interpretação direta, recorre-se ao cálculo do efeito do estresse financeiro, apresentado na Figura 7. O efeito do estresse financeiro mostra a magnitude das alterações na taxa nominal de juros Selic, em pontos percentuais (p.p.), em função dos estresses financeiros.



**Figura 7** – O efeito do estresse financeiro (p.p.) em relação à taxa nominal de juros Selic, março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: A figura mostra a evolução do efeito do estresse financeiro (eixo vertical), o qual é definido como o produto do coeficiente estimado do indicador de estresse financeiro na regra de Taylor e o valor do indicador de estresse financeiro ( $\hat{\delta}_t x_{t-2}$ ). Esse efeito mostra a magnitude da reação da taxa nominal Selic ao estresse financeiro, em pontos percentuais (p.p.).

De modo geral, os resultados sugerem que a autoridade monetária durante os períodos de instabilidades financeiras que atingiram a economia brasileira logo após a adoção do regime de metas, principalmente impulsionados pelo setor cambial, elevou a taxa de juros da economia. Cabe ressaltar que, dos 20 episódios de estresses identificados, seis ocorreram entre 1999 e 2002, fato que explica o agrupamento de efeitos positivos nesse período. Como visto na Tabela 2 do Capítulo 5, cinco episódios de estresses financeiros nos primeiros anos vigentes do regime de metas tiveram como principal precursor o setor da taxa de câmbio. Entretanto, das pressões cambiais sofridas na economia logo após a implementação do regime de metas, como os atentados terroristas aos EUA em setembro de 2001 e a crise argentina (2001), somente a instabilidade decorrente da sucessão eleitoral no fim de 2002 foi levada em consideração pela autoridade monetária, como observado pelos respectivos efeitos sobre a taxa de juros nesse período e pela significância estatística do coeficiente de resposta. Assim, o estresse financeiro, no final de 2002, gerou fortes pressões cambiais sobre a

moeda brasileira, contribuindo para elevação da taxa de juros Selic. Os resultados mostram que o Banco Central manteve a taxa de juros 0,37 p.p. mais elevada, em outubro de 2002, em comparação com uma política contrafactual de nenhuma reação ao estresse financeiro. Tal resultado sugere que, aproximadamente, 22% do aumento da taxa Selic, entre os meses de setembro e outubro de 2002, foi motivado por preocupações em torno da estabilidade financeira.

Inserido no contexto da flexibilização cambial na economia brasileira, ocorrida seis meses antes de entrar em vigor o regime de metas para inflação, Minella *et al.* (2003) argumentaram que lidar com a volatilidade da taxa de câmbio tornou-se um dos principais desafios nesse novo regime para as autoridades monetárias de economias emergentes. Tal desafio decorre do papel que a volatilidade do câmbio exerce no processo de formação das expectativas de inflação pelos agentes, de modo a gerar frequentes atualizações dessas expectativas. Ainda segundo esses autores, o Banco Central pode reagir às variações cambiais de modo a conter futuras pressões inflacionárias, bem como reduzir o impacto financeiro sobre as empresas, decorrentes da posse de ativos e passivos cotados em dólares por parte dessas organizações.

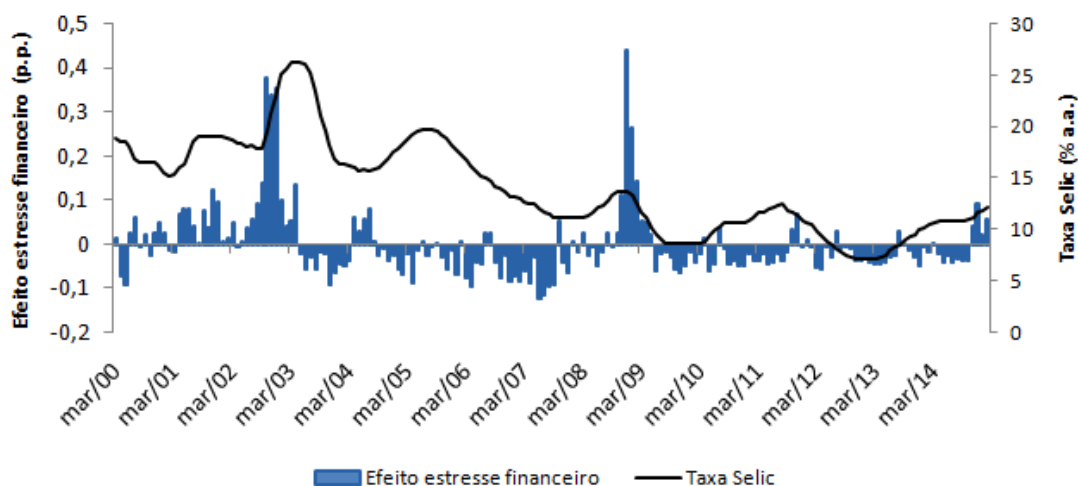
No período compreendido entre 2003 e 2007, os coeficientes de resposta da taxa de juros em relação aos estresses financeiros (Figura 6) não foram estatisticamente significativos a 5%. O fato de o coeficiente  $\hat{\delta}_i$  não ter sido significativo é consistente com a maior estabilidade econômica do Brasil nos anos que se seguiram à crise de confiança, em meados de 2002. Entre os anos de 2003 e 2007, a economia brasileira apresentou crescimento econômico acompanhado de inflação estável, fatores esses que contribuíram para o otimismo em relação às projeções econômicas futuras para o Brasil. Parte desse sucesso pode ser atribuído à alta dos preços das *commodities* metálicas e alimentícias, de um lado, e pela disponibilidade de financiamento externo, de outro. Segundo Cunha *et al.* (2009), entre 2003 e 2007 os investimentos diretos, atraídos pelas perspectivas de ampliação do mercado de crédito bancário e pelo dinamismo do mercado interno, foram a modalidade principal de recursos externos no Brasil.

O cenário de otimismo econômico no quinquênio 2003-2007 foi interrompido pela instabilidade financeira causada pela crise do *subprime* iniciada no mercado financeiro norte-americano em 2007, cujos efeitos se propagaram para a maioria dos países, inclusive para os emergentes. A fuga de capitais e a elevada restrição de liquidez na economia brasileira ocasionaram forte estresse financeiro, mensurado pela elevação

do F.S.I., em meados de setembro de 2008. A significância estatística do coeficiente de resposta do estresse financeiro, bem como a elevação do efeito do estresse sobre a taxa de juros, revelou que a reação da autoridade monetária ao referido episódio de instabilidade foi ativa, de modo a elevar a taxa de juros. A magnitude dos efeitos dos estresses financeiros, oriundos da crise do *subprime*, sobre a taxa nominal de juros Selic foi de elevá-la 0,44 p.p., em dezembro/2008, em comparação com uma política contrafactual de nenhuma reação ao estresse financeiro. Isso implica que aproximadamente 17% da política adotada de elevação da taxa de juros nominal, entre os períodos de pré-crise (março de 2008) e crise do *subprime* (dezembro de 2008), foi motivada por questões envolvendo a estabilidade financeira.

Em relação à crise da zona do euro em 2011 e ao cenário instável tanto político quanto econômico devido ao processo de sucessão presidencial no Brasil em 2014, os efeitos dos estresses financeiros foram estatisticamente significativos a 5% de significância. Porém, a magnitude desses efeitos foi pequena, de modo a relativamente não exercerem influência na condução da política monetária durante a ocorrência desses episódios na economia brasileira.

A Figura 8 compara o comportamento do efeito do estresse financeiro com a taxa de juros nominal Selic.



**Figura 8** – Evolução do efeito do estresse financeiro (p.p.) e da taxa de juros nominal Selic (% a.a.), março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Constata-se que o BACEN elevou a taxa de juros Selic durante os principais episódios de estresse financeiro identificados na economia brasileira, como os ocorridos no segundo semestre de 2002 (crise de confiança), em setembro de 2008 (crise do *subprime*) e no final de 2015 (instabilidades política e econômica). Dessa forma, o comportamento do BACEN de elevar a taxa de juros diante de graves instabilidades financeiras difere dos resultados encontrados na literatura para os bancos centrais de economias desenvolvidas, os quais optam pela redução da taxa básica de juros. Esse comportamento é, em parte, explicado pela grande vulnerabilidade da economia brasileira em relação ao fluxo de capitais externos, assim como as demais emergentes, o que traz como consequência maior volatilidade da taxa de câmbio e fuga para a liquidez por parte dos investidores.

Em síntese, os resultados do efeito do estresse financeiro sobre a taxa de juros expõem a não neutralidade do Banco Central diante das instabilidades financeiras ocorridas nesse período, como observado pela significância do coeficiente de resposta estimado, e a magnitude dos efeitos do estresse nos principais episódios identificados. Dessa forma, os principais episódios de estresses financeiros que incidiram sobre a economia no regime de metas para inflação foram levados em consideração na formulação da política monetária e sugerem que a estabilidade financeira foi objetivo complementar da autoridade monetária nesse período.

Com base nos resultados relacionados à reação da taxa de juros aos episódios de estresses financeiros, as seguintes conclusões podem ser levantadas:

- i) O Banco Central do Brasil reagiu aos principais cenários financeiramente instáveis, elevando a taxa de juros da economia.
- ii) Especificamente, o padrão de resposta do Banco Central brasileiro diante dos principais episódios de estresses financeiros de elevar a taxa de juros da economia difere daquele dos bancos centrais de economias desenvolvidas. Baxa *et al.* (2013) verificaram que os bancos centrais dos EUA, Reino Unido, Suécia, Canadá e Austrália reduziram a taxa de juros ao adotar uma política anticíclica diante dos principais cenários de instabilidades financeiras ao longo das décadas de 1980, 1990 e 2000. O resultado encontrado neste trabalho está em consonância com o esperado para economias emergentes, pelo fato de a economia brasileira ser mais vulnerável aos fluxos de capitais internacionais e, assim, tornar-se um mercado menos atraente para investidores em episódios de instabilidade financeira nacional e, ou, internacional. Como ressaltado por Minella *et al.* (2003), as economias emergentes, quando comparadas com as desenvolvidas, parecem ser mais sensíveis aos efeitos de crises financeiras.
- iii) Os efeitos dos estresses financeiros sobre a taxa de juros foram baixos, ou não significativos, em períodos de estabilidade econômica, enquanto durante períodos de altos estresses esses efeitos foram significativos.
- iv) Em síntese, o Banco Central do Brasil respondeu aos estresses financeiros que atingiram a economia, ao longo do regime de metas, com intensidades diferentes, de acordo com o setor em que se deu o estresse. Dessa forma, além de buscar promover a estabilidade de preços, os resultados encontrados sugerem que a autoridade monetária também buscou alcançar a estabilidade financeira da economia.
- v) Por fim, o uso do filtro de Kalman para estimar a função de reação do Banco Central com parâmetros variantes no tempo permitiu não só quantificar o efeito dos estresses financeiros sobre a taxa de juros, como também indicar os períodos em que tais episódios foram mais preocupantes para a autoridade monetária brasileira. A vantagem exposta anteriormente corrobora a crítica de Lucas (1976), ao analisar as modificações na condução da política

monetária de maneira flexível, em vez de proceder a uma análise *coeteris paribus*, na qual se pressupõe que o comportamento das variáveis macroeconômicas é estável ao longo de todo o período analisado e distancia o modelo da realidade econômica. Nesse contexto, Lima *et al.* (2007) argumentaram que um dos maiores desafios dos estudos que buscam estimar funções de reação do Banco Central é como lidar com as mudanças de regimes que caracterizam a economia brasileira.

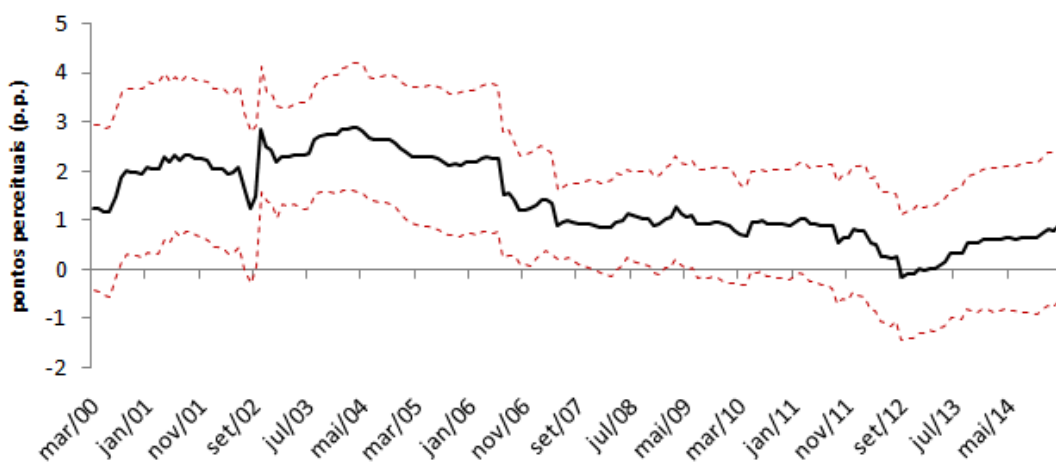
Na próxima seção são apresentados e discutidos os demais parâmetros estimados da função de reação do Banco Central, com o objetivo de complementar a análise da condução da política monetária ao longo do regime de metas.

### **6.3. Condução da política monetária – Desvios das expectativas de inflação, hiato do produto e grau de suavização da taxa de juros**

A estimação da função de reação do Banco Central, especificada pela equação 26, através de parâmetros variantes no tempo permite analisar, empiricamente, a resposta da autoridade monetária às variáveis macroeconômicas em diferentes cenários econômicos.

A Figura 9 mostra o comportamento do coeficiente  $\hat{\beta}_t$ , estimado pela equação (26), que mede a resposta da taxa Selic aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta. A evolução dos coeficientes de resposta da taxa Selic estimados ( $\hat{\beta}_t$ ) conjuntamente com os desvios da expectativa de inflação do centro da meta é apresentada na Figura 10.

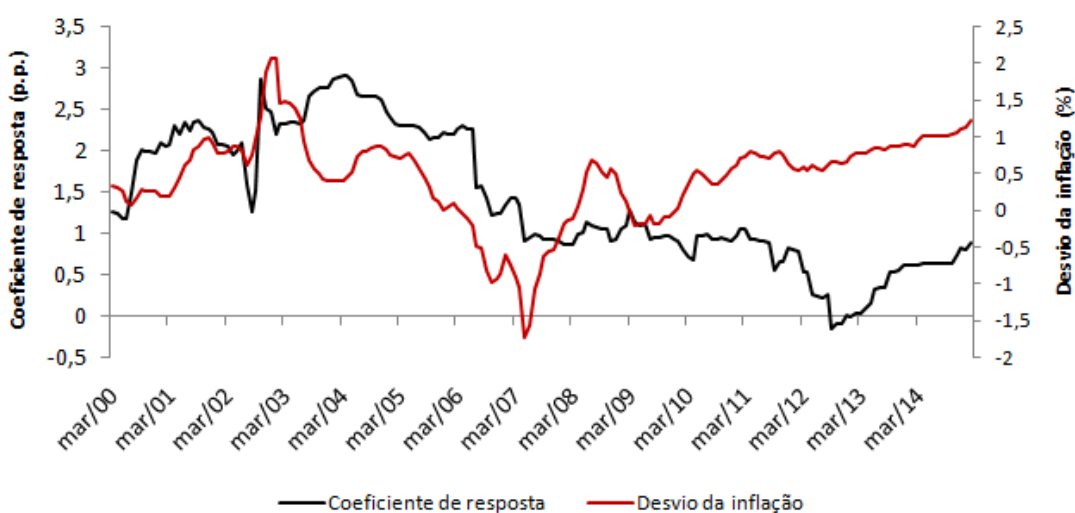
Uma das prerrogativas do regime de metas para inflação é que o Banco Central deve assegurar que a inflação futura convirja para uma meta preestabelecida. Desse modo, o desvio das expectativas em relação ao centro da meta de inflação foi incluído na estimação da regra de Taylor, em que o coeficiente  $\hat{\beta}_t$  permite verificar o grau de comprometimento da condução da política monetária na busca por manter a estabilidade de preços na economia.



**Figura 9** – Evolução do coeficiente  $\hat{\beta}_i$ , março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O coeficiente estimado é apresentado com um intervalo de confiança de 95%. Linhas tracejadas indicam  $\pm$  dois desvios-padrão.



**Figura 10** – Evolução do coeficiente  $\hat{\beta}_i$  e do desvio da expectativa de inflação em relação à meta, março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados apresentados nas Figuras 9 e 10 indicam dois diferentes regimes de condução da política monetária. No primeiro deles, entre março de 2000 e abril de 2007, o coeficiente  $\hat{\beta}_i$  foi estatisticamente superior a 1, oscilando entre 1,17 p.p. e 2,90 p.p. Desse modo, os resultados evidenciam que o Banco Central reagiu fortemente aos desvios das expectativas de inflação da meta, de modo a satisfazer o princípio de Taylor, uma vez que as respostas do BACEN foram mais que proporcionais às variações dos

desvios da meta de inflação<sup>43</sup>. Esse resultado está de acordo com as evidências empíricas obtidas para o mesmo período nos trabalhos de Minella *et al.* (2002), Lopes e Aragón (2014), Holland (2005) e Soares e Barbosa (2006). Cabe ressaltar que as respostas mais expressivas que ocorreram durante todo o regime de metas para inflação se concentraram entre 2002 e 2004. Assim, o fato de  $\beta_t$  ter apresentado valores muito superiores a 1 subsidiou as previsões de que o BACEN elevou a taxa Selic em resposta às pressões inflacionárias nesse período. Por fim, a redução do desvio das expectativas em torno da meta, no final de 2001, fez que o Banco Central diminuísse a resposta sobre a taxa de juros, sendo o coeficiente  $\hat{\beta}_t$  estimado em 1,27 p.p. em agosto de 2002. Entretanto, a possibilidade de mudança na condução política e econômica do país com a eleição para presidente, em outubro de 2002, gerou fortes pressões sobre as expectativas inflacionárias futuras. Assim, em setembro de 2002, o Banco Central passou a reagir agressivamente à elevação das expectativas inflacionárias, como observado pelo pico nas Figuras 9 e 10.

O segundo período, a partir de maio de 2007, é caracterizado por uma reação menos pronunciada da autoridade monetária diante dos desvios da expectativa de inflação da meta. A redução drástica no coeficiente de resposta a partir de então pode ser, em parte, explicada pelos sucessivos desvios negativos ocorridos entre novembro de 2006 e março de 2008, de modo que a política monetária passou a reagir com menor intensidade aos desvios da expectativa de inflação, à medida que as pressões inflacionárias sobre a economia brasileira diminuíram. Os resultados sustentam a hipótese de que a redução na expectativa de inflação entre 2006 e 2008 e, mais recentemente, entre janeiro e julho de 2012 fez que o BACEN se tornasse mais flexível na perseguição do objetivo de fazer a inflação convergir para o centro da meta.

A comparação da evolução do coeficiente de resposta  $\hat{\beta}_t$  com os valores do desvio da expectativa de inflação do centro da meta, na Figura 10, evidencia que, de modo geral, o BACEN elevou a sua resposta em cenários nos quais houve aumento nesse desvio, e vice-versa, porém a magnitude dessa reação foi heterogênea, como mostrado anteriormente.

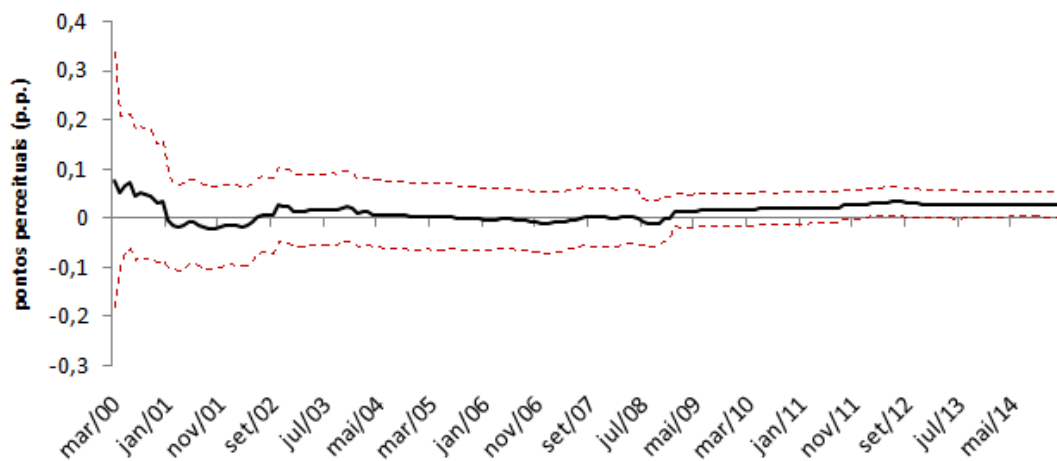
---

<sup>43</sup> Para que o princípio de Taylor seja satisfeito, o valor do coeficiente  $\hat{\beta}_t$  deve ser maior que 1, de modo que a política possa então ser considerada uma política estabilizadora da inflação (CLARIDA *et al.*, 1998).

Quanto aos estresses financeiros, foi possível constatar que, durante os principais episódios que incidiram sobre a economia brasileira, a resposta da taxa Selic às pressões inflacionárias se elevou. Tal fato se deve, em grande parte, às elevações das expectativas inflacionárias por parte dos agentes em cenários economicamente instáveis, como os ocorridos em 2002 (crise de confiança), 2004 (instabilidade no setor de ações), 2008 (crise do *subprime*) e 2014 (eleição presidencial).

Em síntese, os resultados indicaram que a política monetária brasileira durante o regime de metas para inflação atendeu ao princípio de Taylor na maior parte do período e se mostrou comprometida na busca da estabilidade de preços, seguindo, para tal fim, um padrão *forward looking* para a inflação.

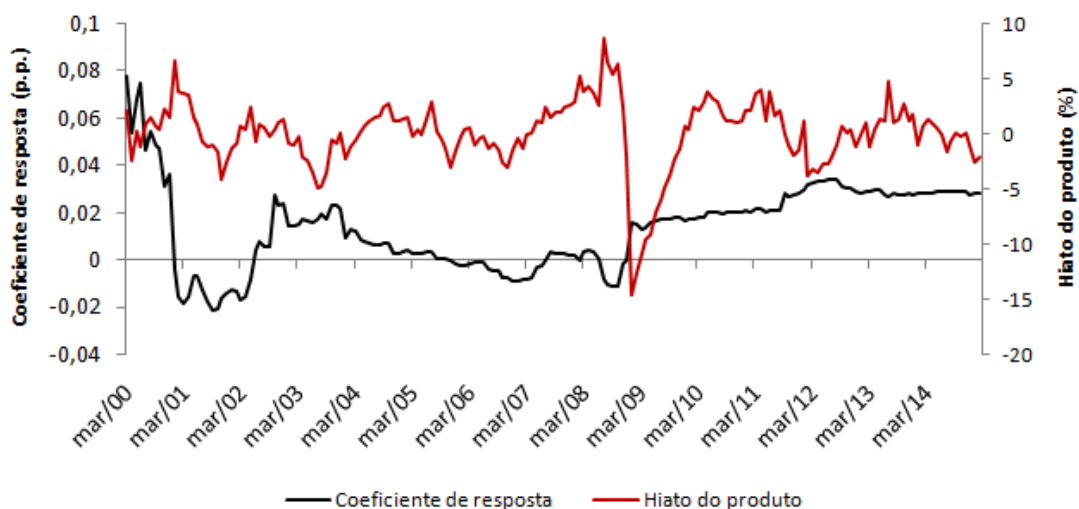
A Figura 11, apresentada a seguir, traz a evolução da resposta da taxa Selic ao hiato do produto ( $\hat{\gamma}_t$ ), descrita na equação (26), e permite inferir como o BACEN leva em consideração o nível de atividade econômica na condução da política monetária. A evolução dos coeficientes de resposta da taxa Selic estimados ( $\hat{\gamma}_t$ ) com o hiato do produto é apresentada na Figura 12.



**Figura 11** – Evolução do coeficiente  $\hat{\gamma}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O coeficiente estimado é apresentado com um intervalo de confiança de 95%. Linhas tracejadas indicam  $\pm$  dois desvios-padrão.

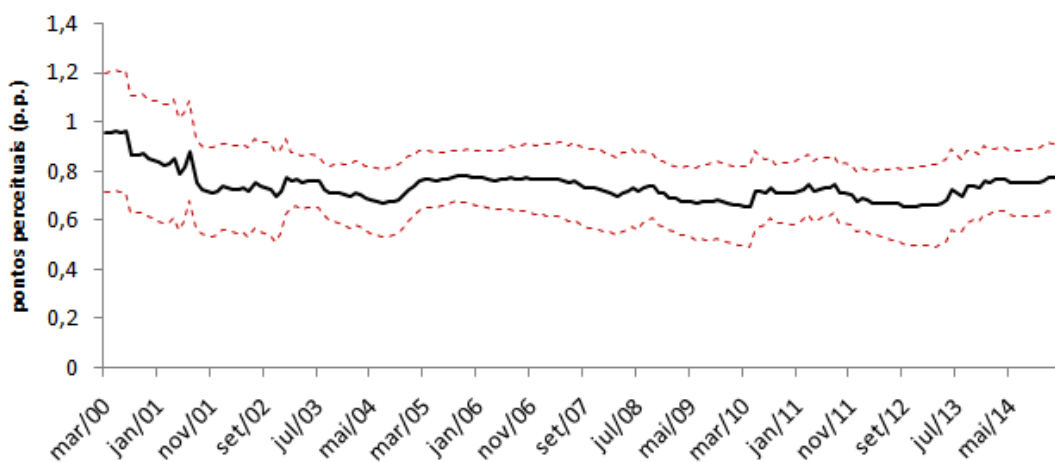


**Figura 12** – Evolução do coeficiente  $\hat{\gamma}_t$  e do hiato do produto, março/2000 a fevereiro/2015  
 Fonte: Resultados da pesquisa.

Como observado na Figura 11, a resposta da taxa Selic ao hiato do produto na economia brasileira, embora tenha apresentado sinal esperado pela teoria, não foi estatisticamente significativa na maior parte do período analisado. Após a crise financeira internacional, em setembro de 2008, o coeficiente  $\hat{\gamma}_t$  apresentou trajetória ascendente, e somente a partir de agosto de 2013 esses valores foram estatisticamente significativos. Porém, apesar de positivos, a magnitude da resposta da taxa Selic aos movimentos do hiato do produto foi praticamente nula, com coeficiente estimado entre 0,019 e 0,021 p.p. O resultado, a exemplo de outros estudos na literatura, como de Minella *et al.* (2002), Aragón e Portugal (2010) e Lopes e Aragón (2014), evidencia que a autoridade monetária não reagiu de forma contracíclica ao hiato do produto ao longo do regime de metas para inflação.

Em geral, pela análise da Figura 12, não é possível identificar uma relação definida entre o coeficiente  $\hat{\gamma}_t$  e o hiato do produto, ao longo do regime de metas para inflação. Desse modo, o BACEN não respondeu aos níveis do hiato do produto de maneira significativa no período analisado e, portanto, se mostrou pouco sensível ao lado real da economia, como sugeriu Modenesi (2008).

Por fim, a Figura 13 ilustra a evolução do coeficiente de suavização da taxa de juros ( $\hat{\rho}_t$ ), conforme especificado pela equação (26).



**Figura 13** – Evolução do coeficiente  $\hat{\rho}_t$ , março/2000 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: O coeficiente estimado é apresentado com um intervalo de confiança de 95%. Linhas tracejadas indicam  $\pm$  dois desvios-padrão.

Pela análise da Figura 13, é possível verificar que houve relativa estabilidade do grau de suavização da taxa de juros na economia brasileira, em média 0,74 p.p. Essa elevada persistência da taxa de juros revelada neste trabalho mostrou que o BACEN ajustou a taxa de juros básica da economia de forma gradual e está em consonância com os demais estudos, como de Minella *et al.* (2003), Modenesi (2008) e Lopes e Aragón (2014). Nesse contexto, Modenesi (2008) argumentou que o grau de suavização da taxa de juros praticada pelo Banco Central revela uma posição avessa a realizar movimentos, ainda que pequenos, na taxa de juros. Esse autor ainda expôs que, mesmo diante de uma melhora no cenário inflacionário e, ou, uma desaceleração econômica, existe alta probabilidade de a taxa Selic permanecer inalterada.

Dessa forma, os resultados desta seção sugerem que a condução da política monetária brasileira foi caracterizada pela resposta da taxa de juros ao desvio das expectativas da meta estabelecida, a qual seguiu o “princípio de Taylor” em grande parte do período analisado. Houve comportamento de ajuste gradual da taxa Selic, verificado pelo elevado grau de persistência da taxa de juros de períodos anteriores.

## 7. CONCLUSÕES

As crises financeiras ocorridas a partir da década de 1980 e, principalmente, a crise financeira do *subprime* em 2007 e 2008 trouxeram novos desafios para as autoridades monetárias ao colocarem em debate se a política monetária deve considerar a estabilidade financeira em paralelo com seu objetivo primordial de buscar a estabilidade de preços. Os defensores da estratégia de que a política monetária deve incorporar como objetivo a estabilidade financeira baseiam-se no fato de que as estabilidades se complementam e se reforçam mutuamente. Inseridos nessa perspectiva, diversos bancos centrais de economias desenvolvidas e emergentes passaram a incluir a estabilidade financeira como objetivo complementar de suas políticas, como o Banco Central da Inglaterra e o Banco Central Europeu, entre outros. No Brasil, o Banco Central estabelece que sua função é assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda e um sistema financeiro sólido e eficiente.

Entretanto, mesmo com o fato de muitos bancos centrais considerarem a manutenção da estabilidade financeira como um de seus objetivos, a forma de mensurar essa estabilidade e quantificar o seu efeito sobre a condução da política monetária é objeto de estudo de poucos trabalhos na literatura. Dessa forma, este trabalho procurou investigar se o Banco Central do Brasil reagiu às instabilidades financeiras que atingiram a economia ao longo do regime de metas para a inflação e qual a intensidade dessa reação, caso ela tenha ocorrido.

O trabalho introduziu uma estimativa ordinal dos estresses financeiros sob a forma de um índice, o Índice de Estresse Financeiro (I.F.S.), que teve como base seis variáveis do mercado financeiro relacionadas aos setores bancário, acionário, de dívida e cambial. Em relação a este último setor, por ser fonte de estresse mais presente em economias emergentes, este estudo inovou em relação aos demais ao incluir a volatilidade da taxa de câmbio como um de seus componentes. Dessa forma, o índice utilizado buscou superar as limitações de outros trabalhos que abordam as instabilidades financeiras com base em uma única variável ou índice simples referente a um segmento específico do sistema financeiro.

O I.F.S. mostrou um bom desempenho na identificação de episódios amplamente reconhecidos de estresse financeiro na economia brasileira ao longo do regime de metas. Foram identificados cinco episódios de estresse com duração igual ou superior a três

meses, dos quais quatro estiveram associados a crises que impactaram a economia brasileira, a saber: crise de confiança, entre junho e outubro de 2002; crise do *subprime*, entre setembro e dezembro de 2008; crise da zona do euro, entre agosto e novembro de 2011; e crise política e econômica, entre setembro e dezembro de 2014. Os estresses nos setores cambial, de dívidas e acionário foram as fontes principais do estresse durante o segundo semestre de 2002, em virtude da conjuntura eleitoral. O estudo evidenciou que o estresse financeiro decorrente da crise do *subprime* foi impulsionado, principalmente, por instabilidades nos setores cambial e acionário. Quanto aos estresses associados à crise na zona do euro, os setores cambial e acionário, assim como na crise do *subprime*, foram os principais propulsores. O último episódio de estresse financeiro identificado, em virtude do cenário instável político e econômico brasileiro, teve como fontes principais os setores acionário e bancário.

Em suma, as instabilidades nos setores cambial e acionário potencializaram os principais episódios de estresses financeiros que atingiram a economia brasileira, entre julho de 1999 e fevereiro de 2015. Os resultados corroboraram o fato de a economia brasileira apresentar elevada dependência de capitais externos, contribuindo para a geração de instabilidades e pressões na taxa de câmbio em virtude da saída de capitais em momentos financeiramente instáveis. Soma-se a isso o comportamento mais avesso ao risco por parte dos investidores ao optarem por mercados mais seguros em momentos de estresses financeiros e, assim, gerar instabilidades no setor de ações.

Outro importante resultado com a utilização do F.S.I. foi a identificação de 15 episódios de estresse financeiro na economia brasileira, com duração de um ou dois meses, e que não estiveram associados a crises. Entre os anos de 1999 e 2004, seis episódios de curta duração estiveram associados ao setor cambial. Tal fato ratificou a maior vulnerabilidade do sistema financeiro nacional diante do fluxo de capitais externos nos primeiros anos do regime de metas, em grande parte explicada pelos baixos níveis de reservas internacionais. Entretanto, concomitantemente à consolidação do regime de metas no Brasil, as pressões cambiais perderam importância como fonte principal de estresse, enquanto o setor bancário ganhou destaque, como observado entre os anos de 2010 e 2014.

De modo geral, os resultados evidenciaram que o F.S.I. pode ser ferramenta útil ao Banco Central do Brasil para a identificação de episódios que gerem instabilidades financeiras. Além disso, a autoridade monetária pode, através de uma análise

contrafactual, inferir sobre a gravidade de um episódio de estresse financeiro específico, ao comparar o valor do F.S.I. com valores referentes a períodos reconhecidamente associados a crises financeiras, como a crise do *subprime*.

Para analisar a resposta da política monetária aos estresses financeiros, estimou-se a função de reação do Banco Central com parâmetros variantes no tempo, a partir do filtro de Kalman. Isso permitiu quantificar o efeito dos estresses financeiros sobre a taxa nominal de juros Selic, além de indicar os períodos em que tais episódios foram significativos na condução da política monetária brasileira.

Os resultados indicaram que o Banco Central do Brasil reagiu aos principais cenários financeiramente instáveis, porém a magnitude dessas reações foi heterogênea. A magnitude dos efeitos do estresse financeiro, decorrente da crise do *subprime*, sobre a taxa Selic foi a maior verificada ao longo do regime de metas. A instabilidade financeira durante o período de sucessão eleitoral, no segundo semestre de 2002, também foi levada em consideração na condução da política monetária brasileira. Em relação aos demais períodos analisados, nos quais o nível de estresse foi mais moderado, os impactos dos estresses financeiros não foram significativos sobre a taxa Selic. Dessa forma, a resposta do Banco Central brasileiro de elevar a taxa de juros da economia diante dos principais episódios de estresses financeiros foi divergente dos resultados encontrados na literatura para os bancos centrais de economias desenvolvidas. Esse padrão de resposta já era esperado, pelo fato de a economia brasileira ser vulnerável aos fluxos de capitais internacionais e, portanto, mais sensível às instabilidades financeiras, em comparação com as economias desenvolvidas.

Por fim, neste trabalho foram analisados os demais parâmetros da política monetária inseridos na função de reação do Banco Central. A resposta da taxa Selic aos desvios da expectativa de inflação em relação à meta mostrou que o Banco Central reagiu de maneira agressiva a esses desvios, ao satisfazer o princípio de Taylor, entre os anos 2000 e 2007. A partir de 2007, observou-se reação menos pronunciada da política monetária diante dos desvios da expectativa de inflação da meta preestabelecida. As evidências empíricas indicaram que a magnitude da resposta da taxa Selic ao hiato do produto foi praticamente nula, enquanto a persistência da taxa de juros foi elevada, no período analisado.

Em síntese, os resultados revelaram o comportamento ativo do Banco Central diante dos principais episódios de estresse financeiro ao longo do regime de metas no

Brasil, além de evidenciarem que as questões envolvendo estabilidade financeira foram consideradas na condução da política monetária. Portanto, conclui-se que os resultados estiveram de acordo com a hipótese assumida neste trabalho. Ainda, inserido no contexto de maior globalização e integração dos mercados financeiros, o estudo se mostrou como ferramenta útil para a compreensão do processo da taxa de juros em momentos em que o mercado financeiro se apresentou instável.

Para estudos futuros, sugerem-se algumas extensões da análise aqui apresentada:

i) Ampliar a análise da relação entre instabilidade financeira e política monetária para as principais economias emergentes; e ii) Metodologicamente, considerar a relação entre os regressores endógenos e seus instrumentos como processos variantes no tempo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÉNOR, P. R.; SILVA, L. A. P. **Inflation targeting and financial stability: a perspective from the developing world**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2013. (Working Paper Series, n. 324).

AKRAM, Q. F.; BARDESEN, G.; LINDQUIST, K. G. Pursuing financial stability under an inflation-targeting regime. **Annals of Finance**, v. 3, n. 1, p. 131-153, 2007.

AKRAM, Q. F.; EITRHEIM, O. Flexible inflation targeting and financial stability: Is it enough to stabilize inflation and output? **Journal of Banking & Finance**, v. 32, n. 7, p. 1242-1254, 2008.

AKYÜZ, Y.; CORNFORD, A. **Capital flows to developing countries and the Reform of the International Financial System**. [S.l.]: United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), 1999. (Discussion Papers, n. 143).

ALCHIAN, A. A.; KLEIN, B. On a correct measure of inflation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 5, n. 1, 1973.

ALEXANDER, C. **Modelos de mercado: um guia para a análise de informações financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

ALLSOPP, C.; VINES, D. The assessment: macroeconomic policy. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 16, n. 4, 2000.

APOSTOIAIE, M. C.; CUZA, C. Consideration on the price stability – Financial stability relationship in the context of financial globalization. **Studies and Scientifica Researches**, v. 15, p. 6-13, 2010.

ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2010.

ARAÚJO, F.; AREOSA, M. B. M.; RODRIGUES NETO, J. A. **R-filters: a Hodrick-Prescott generalization**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working Paper Series nº. 69).

AREOSA, M. B. M. **Combining Hodrick-Prescott filtering with a production-function approach to estimate the output gap**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004. (Seminário 5 anos de metas de inflação).

ARESTIS, P.; SAWYER, M. **Inflation targeting: a critical appraisal**. [S.l.]: The Levy Economics Institute, 2003. (Working Paper nº 388).

ASSENMACHER-WESCHE, K. Estimating Central Banks' preferences from a time-varying empirical reaction function. **European Economic Review**, v. 50, p. 1951-74, 2006.

BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, 2009. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/depep/spread/REBC2009.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Estabilidade Financeira**, v. 10, n. 2, 2011. Disponível em: <[http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2011\\_09/refP.pdf](http://www.bcb.gov.br/htms/estabilidade/2011_09/refP.pdf)>. Acesso em: 21 fev. 2015.

\_\_\_\_\_. **Funções do Banco Central do Brasil**. Diretoria de Política Econômica, 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 16 abr. 2014.

\_\_\_\_\_. **FAQ 10 – Regime de Metas para a Inflação no Brasil**. Diretoria de Política Econômica, 2015a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 16 maio 2015.

\_\_\_\_\_. **FAQ 6 – Gestão da Dívida Mobiliária, Operações de Mercado Aberto e Swap Cambial**. Diretoria de Política Econômica, 2015b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 20 maio 2015.

\_\_\_\_\_. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. 2015c. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/series/port/aviso.asp>>. Acesso em: 20 abr. 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Evolução do Sistema Financeiro Nacional**. 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 10 set. 2014.

BALAKRISHNAN, R.; DANNINGER, S.; ELEKDAG, S.; TYTELL, I. **The transmission of financial stress from advanced to emerging economies**. [S.l.]: IMF, 2009. (Working Paper n° 09/133).

BAUDUCCO, S.; BULÍR, A.; CIHÁK, M. **Taylor Rule Under Financial Instability**. [S.l.]: IMF, 2008. (Working Papers 08/18).

\_\_\_\_\_. Monetary policy rules with financial instability. **Journal of Economics and Finance**, v. 61, n. 6, 2011.

BAUWENS, L.; LAURENTE, S.; ROMBOUTS, J. V. K. Multivariate Garch Models: a survey. **Journal of Applied Econometrics**, v. 26, n. 4, p. 79-109, 2006.

BAXA, J.; HORVÁTH, R.; VASÍČEK, B. **How does monetary policy change? Evidence on inflation targeting countries**. [S.l.]: Czech National Bank, 2010. (Working Paper n° 2).

\_\_\_\_\_. Time-varying monetary-policy rules and financial stress: does financial instability matter for monetary policy. **Journal of Financial Stability**, v. 9, n. 1, p. 117-138, 2013.

BERGER, A. N.; DAVIES, S. M.; FLANNERY, M. J. Comparing market and supervisory assessments of bank performance: who knows what and when? **Journal of Money Credit and Banking**, v. 32, n. 3, p. 641-667, 2000.

BERGER, W.; KISSMER, F.; WAGNER, H. Monetary policy and asset prices: more bad news for benign neglect. **International Finance**, v. 10, n. 1, p. 1-20, 2007.

BERNANKE, B. S. **The financial accelerator and the credit channel**. Twenty-first century conference: the credit channel of monetary policy, 2007. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov>>. Acesso em: 14 dez. 2013.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Monetary policy and asset price volatility. **Economic Review**, n. Q IV, p. 17-51, 1999.

\_\_\_\_\_. Should Central Banks respond to movements in asset prices? **The American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 253-257, 2001.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. **The Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, p. 1-15, 1996.

BM&FBOVESPA – BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS. **Índices de ações do mercado brasileiro**. 2015. Disponível em: <[www.bmfbovespa.com.br](http://www.bmfbovespa.com.br)>. Acesso em: 18 maio 2015.

BOGDANSKY, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. **Implementing inflations targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Working Paper Series nº. 1).

BOIVIN, J. Has U.S. monetary policy changed? Evidence from drifting coefficients and real-time data. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 38, n. 5, p. 1149-1173, 2006.

BONGINI, P.; LAEVEN, L.; MAJNONI, G. How good is the market at assessing bank fragility? A horse race between different indicators. **Journal of Banking and Finance**, v. 26, n. 5, p. 1011-1028, 2002.

BROTO, C.; DÍAZ-CASSOU, J.; ERCE, A. Measuring and explaining the volatility of capital flows to emerging countries. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 8, p. 1941-1953, 2011.

BROUSSEAU, V.; DETKEN, C. **Monetary policy and fears of financial instability**. [S.l.]: ECB, 2001. (Working Paper Series nº 89).

BUENO, R. L. S. **The Taylor rule under inquiry: hidden states**, 2005. (XXVII Encontro Brasileiro de Econometria).

\_\_\_\_\_. **Ineffectiveness of Taylor rule**. Chicago: University of Chicago, 2006. (Working Paper).

BULÍR, A.; CIHÁK, M. **Central Bankers' dilemma when banks are fragile: to tighten or not to tighten?** [S.l.]: International Monetary Fund, 2008. Disponível em: <<http://www.ales-bulir.wbs.cz/Published-papers.html>>. Acesso em: 8 nov. 2013.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

CARDARELLI, R.; ELEKDAG, S.; LALL, S. Financial stress and economic contractions. **Journal of Financial Stability**, v. 7, n. 2, p. 78-97, 2011.

CARUANA, J. **The great financial crisis: lessons for the design of central banks**. [S.l.]: European Central Bank, 2010.

CARTA ABERTA. **Banco Central do Brasil – Sistema de metas para inflação**. Brasília, 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?CARTAMETA>>. Acesso em: 8 mar. 2015.

CECCHETTI, S.; GENBERG, H.; LIPSKY, J.; WADHWANI, S. Asset prices and Central Bank policy. **The Geneva Reports on the World Economy**, n. 2, 2000. Disponível em: <<http://down.cenet.org.cn/upfile/8/2010318204458149.pdf>>. Acesso em: 15 dez. 2013.

CERRA, V.; SAXENA, S. C. **Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden**. [S.l.]: IMF, 2000. (Working Paper n° 59).

CHANT, J. **Essay of financial stability**. Toronto: Bank of Canada, 2003. (Technical report n° 95). Disponível em: <<http://www.banqueducanada.ca>>. Acesso em: 11 jan. 2014.

CIHÁK, M. **How do central banks write on financial stability**. [S.l.]: IMF, 2006. (Working Papers 06/163).

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998.

\_\_\_\_\_. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000.

COMITÊ DE POLÍTICA MONETÁRIA. **Atas do Copom da 191ª Reunião**, junho, 2015. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?COPOM191>>. Acesso em: 28 jun. 2015.

CURDIA, V.; WOODFORD, M. **Credit frictions and optimal monetary policy**. [S.l.]: BIS, 2009. (Working Papers n° 278).

CUNHA, A. M.; PRATES, D. M.; BICHARA, J. S. O efeito-contágio da crise financeira global nos países emergentes. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 37, 2009.

DAS, U.; QUINTYN, M.; CHENARD, K. **Does regulatory governance matter for financial system stability? An empirical analysis**. [S.l.]: IMF, 2004. (Working Paper n° 04/89).

DE FIORE, F.; TRISTANI, O. **Optimal monetary policy in a model of the credit channel**. [S.l.]: ECB, 2009. (Working Paper Series n° 1043).

DURBIN, J. Errors in variables. **Review of the International Statistical Institute**, n. 22, p. 23-32, 1954.

ECB – EUROPEAN CENTRAL BANK. **Financial stability review**, 2009. Disponível em: <<http://www.ecb.europa.eu>>. Acesso em: 12 jan. 2014.

EICHENGREEN, B. **Can emerging markets float? Should they inflation target?** Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Working Series Papers n° 36).

ENGLE, Robert F.; WATSON, Mark. A one-factor multivariate time series model of metropolitan wages rates. **Journal of the American Statistical Association**, v. 76, n. 376, p. 774-781, 1981.

FISHER, I. Debt-deflation theory of great depressions. **Econometrica**, v. 1, n. 4, p. 337-357, 1933.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. **Inflation targeting in emerging market economies**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working Paper Series n° 76).

FREITAS, M. C. P. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. **Estudos Avançados**, v. 23, n. 66, p. 125-145, 2009.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **World Economic Outlook**, 2008. Disponível em: <<http://www.imf.org>>. Acesso em: 10 jan. 2015.

GALÍ, J. **New perspectives on monetary policy, inflation, and the business cycle**. [S.l.]: NBER, 2002. (Working Paper n° 8767).

\_\_\_\_\_. The monetary pillar and the great financial crisis. **The great financial crisis: lessons for financial stability and monetary policy**. European Central Bank, 2010.

\_\_\_\_\_. **Notes on the Euro Debt Crisis**, 2010. Disponível em: <<http://crei.cat/people/gali/debt%20crisis%2003%2006.pdf>>. Acesso em: 30 jun. 2015.

GAMEIRO, I. M.; SOARES, C.; SOUSA, J. Política monetária e estabilidade financeira: um debate em aberto. **Boletim Económico**, Banco de Portugal, v. 17, n. 1, 2011.

GERTLER, M. Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 20, n. 3, p. 559-588, 1988.

GOODFRIEND, M.; MCCALLUM, B. T. Banking and interest rates in monetary policy analysis: A quantitative exploration. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 1480-1507, 2007.

- GOODHART, C. What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? **The Economic Journal**, v. 111, p. 335-356, 2001.
- GOODHART, C.; HOFMANN, B. Do asset prices help to predict consumer price Inflation? **Manchester School**, v. 68, p. 122-40, 2000.
- HAKKIO, C. S.; KEETON, W. R. Financial stress: what is it, how can it be measured, and why does it matter? **Economic Review**, n. 2, p. 5-50, 2009.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.
- HECKMAN, J. J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models. **Annals of Economic and Social Measurement**, v. 5, p. 475-492, 1976.
- HERMANN, J. Liberalização e desenvolvimento financeiro: lições da experiência brasileira no período 1990-2006. **Economia e Sociedade**, v. 19, n. 2, p. 257-290, 2010.
- HERRERO, A. G.; DEL RÍO, P. **Financial stability and the design of monetary policy**. Banco de España, 2003. (Documento de Trabajo n. 0315).
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit And Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. 2005. (Encontro Nacional de Economia – ANPEC).
- HOUBEN, A.; KAKES, J.; SCHINASI, G. **Toward a framework for safeguarding financial stability**. [S.l.]: IMF, 2004. (Working Paper n° 04/101).
- ILLING, M.; LIU, Y. Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. **Journal of Financial Stability**, v. 2, n. 3, p. 243-265, 2006.
- ILLING, M.; LIU, Y. **An Index of financial stress for Canada**. Toronto: Bank of Canada, 2003. (Working Paper n° 14).
- KIM, C. J. Time-varying parameter models with endogenous regressors. **Economics Letters**, v. 91, p. 21-26, 2006.
- KIM, C. J.; NELSON, C. R. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: a time-varying parameter model using ex-post data. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, p. 1949-1966, 2006.
- KOOP, G.; LEON-GONZALEZ, R.; STRACHAN, R. W. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 33, p. 997-1017, 2009.

KOOPMAN, S. J.; DURBIN, J. **Time series analysis by state space methods**. Oxford: Oxford University Press, 2001.

LANE, P. R. The european sovereign debt crisis. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 49-68, 2012.

LAURENT, S. **G@RCH 6, Estimating and Forecasting ARCH Models**. London: Timberlake Consultants Press, 2009.

LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary policy regimes in Brazil**. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007. (Texto para Discussão nº 1285).

LOPES, K. C.; ARAGÓN, E. K. S. B. Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do Banco Central do Brasil. **Análise Econômica**, v. 32, n. 62, p. 33-62, 2014.

LUCAS, R. E. JR. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, n. 1, 1976.

MANKIWI, N. G. A letter to Ben Bernanke. **American Economic Review**, v. 96, n. 2, p. 182-183, 2006.

MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. **Mudanças na política monetária do brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos**. [S.l.], 2012. (Encontro Nacional de Economia – ANPEC).

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Working Paper Series nº 53).

\_\_\_\_\_. **Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working Paper Series nº. 77).

MISHKIN, F. **Can inflation targeting work in emerging market countries?** [S.l.]: NBER, 2004. (Working Paper Series, nº 10646).

\_\_\_\_\_. Is monetary policy effective during financial crises? **American Economic Review**, v. 99, n. 2, p. 573-577, 2009.

MODENESI, A. M. **Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000-2007**. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2008. (Texto para Discussão nº 1351).

NORONHA, L. E. P. **O canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no Brasil**. 2007. 105 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

ORPHANIDES, A.; VAN NORDEN, S. The reliability of inflation forecasts based on output gap estimates in real time. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, n. 3, p. 583-601, 2005.

PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: Commitment vs. Discretion. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 4, 2011.

PAPADEMOS, L. **Financial stability and macro-prudential supervision**: objectives, instruments and the role of the ECB.CFS conference “The ECB and Its Watchers XI”, 2009. Disponível em: <<http://www.ecb.europa.eu>>. Acesso em: 12 jan. 2014.

PARK, C. Y.; MERCADO JR., R. V. **Determinants of financial stress in emerging market economies**. [S.l.]: Asian Development Bank, 2013. (ADB Economics Working Papers Series n° 356).

POLICANO, R. M. **A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005**. 2006. 88 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

PUGA, F. P. Sistema financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. A **Economia Brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

RAJAN, R. G. **Has financial development made the world riskier?** [S.l.]: NBER, 2005. (Working Paper Series, n° 11728).

RUCKES, M. Bank Competition and Credit Standards. **The Review of Financial Studies**, v. 17, n. 4, p. 1073-1102, 2004.

SALES, A. S.; AREOSA, W. D.; AREOSA, M. B. M. **Some financial stability indicators for Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2012. (Working Paper Series n° 287).

SCHINASI, G. J. **Responsibility of Central Banks for stability in financial markets**. [S.l.]: IMF, 2003. (Working Papers 03/121).

\_\_\_\_\_. **Safeguarding Financial Stability: Conceptual Issues and Policy Challenges**. In: XIX Annual Symposium of Moneda y Crédito, Spain, 2006. Disponível em: <[http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/cecwe\\_conf/Schinasi\\_paper.pdf?fda0d9c9df617c000e82456ff201ada5](http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/cecwe_conf/Schinasi_paper.pdf?fda0d9c9df617c000e82456ff201ada5)>. Acesso em: 7 abr. 2015.

\_\_\_\_\_. **Defining financial stability**. [S.l.]: IMF, 2004. (Working Papers 04/187).

SILVA-FILHO, T. N. T. **Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção**. [S.l.]: Banco Central do Brasil, 2001. (Texto para Discussão n° 17).

SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. **Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005**. Salvador, 2006. (Encontro Nacional de Economia).

STIGLITZ, J. E.; OCAMPO, J.; SPIEGEL, S; FRENCH DAVIS, R.; NAYYAR, D. **Stability with Growth: Macroeconomics, Liberalization and Development**. New York: Oxford Uni Press, 2006.

SVENSSON, L. What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules. **Journal of Economic Literature**, v. 41, p. 426-477, 2003.

TABAK, M. B.; SOUZA, M. M. **Testes de contágio entre sistemas bancários – A crise do subprime**. Brasília: Banco Central do Brasil, setembro, 2009. (Trabalhos para Discussão n<sup>o</sup> 194).

TABAK, B. M.; LAIZ, M. T.; CAJUEIRO, D. O. **Financial stability and monetary policy – The case of Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. (Working Paper Series, n. 217).

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

\_\_\_\_\_. **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago Press, 1999.

TERRA, M. C.; SOIHET, E. Índice de controles de capitais: uma análise da legislação e seu impacto sobre o fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 721-745, 2006.

TOMBINI, A. A. **A estabilidade de preços e a estabilidade financeira**. Banco Central do Brasil. In: XIV SEMINÁRIO ANUAL DE METAS PARA A INFLAÇÃO, Brasília, 2012.

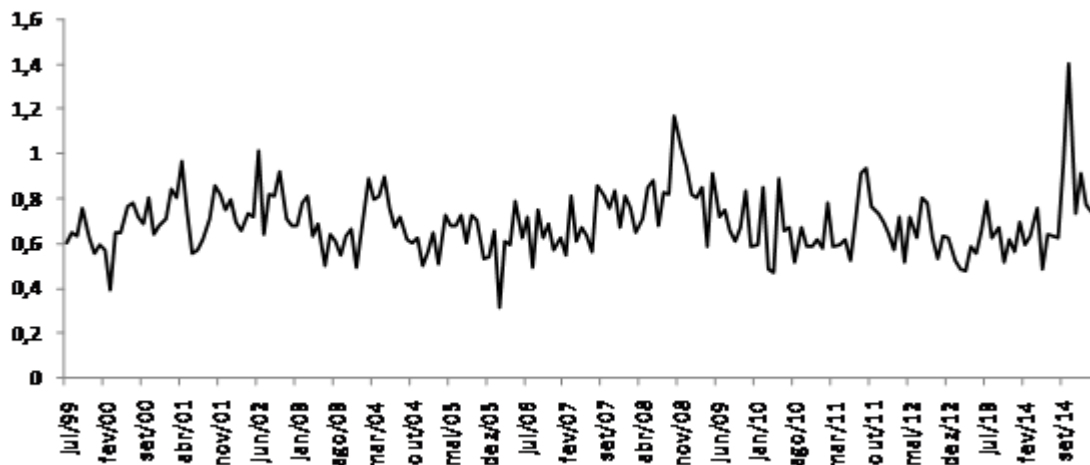
TRECROCI, C.; VASSALLI, M. Monetary policy regime shifts: new evidence from time-varying interest-rate rules. **Economic Inquiry**, v. 48, n. 4, p. 933-950, 2010.

VALENTE, G. Monetary policy rules and regime shifts. **Applied Financial Economics**, v. 13, p. 525-535, 2003.

WHITE, W. R. **Changing views on how best to conduct monetary policy**. [S.l.]: Bank for International Settlements, 2002.

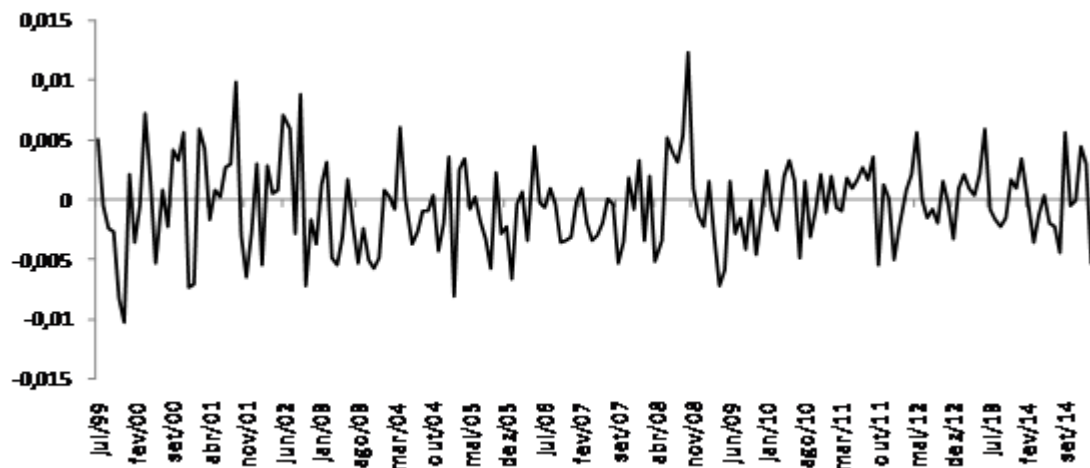
WU, D. M. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances: finite sample results. **Econometrica**, v. 42, n. 3, p. 529-546, 1974.

## APÊNDICE



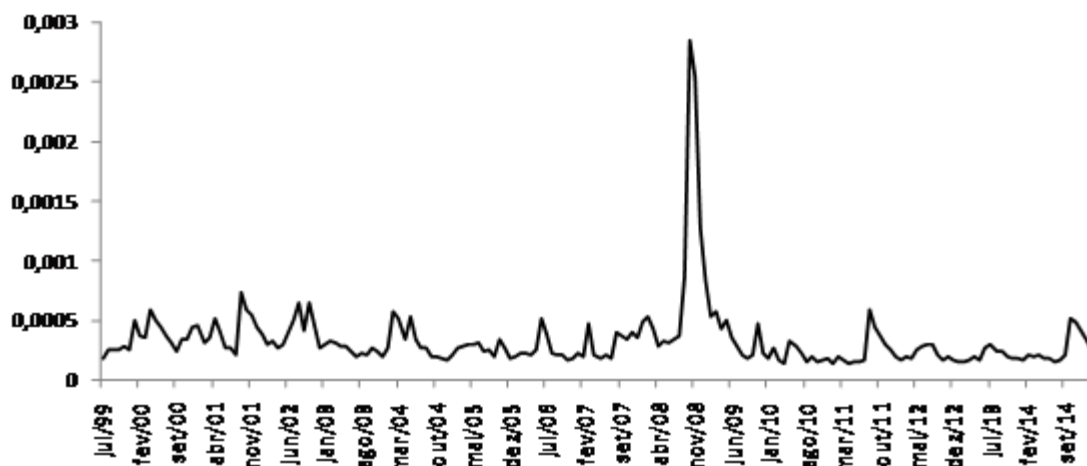
**Figura A.1** – Evolução do *beta* do setor bancário, julho/1999 a fevereiro/2015

Fonte: Resultados da pesquisa.

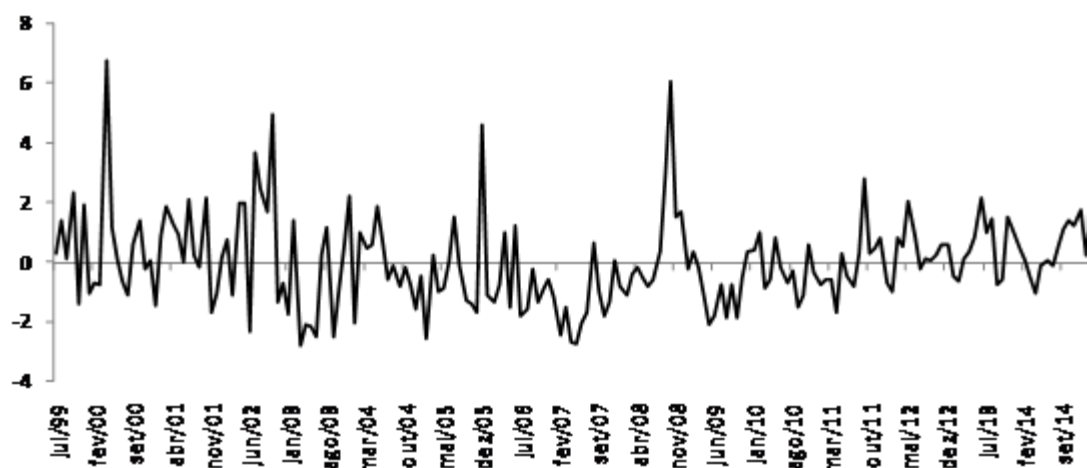


**Figura A.2** – Evolução do retorno do IBOVESPA, julho/1999 a fevereiro/2015

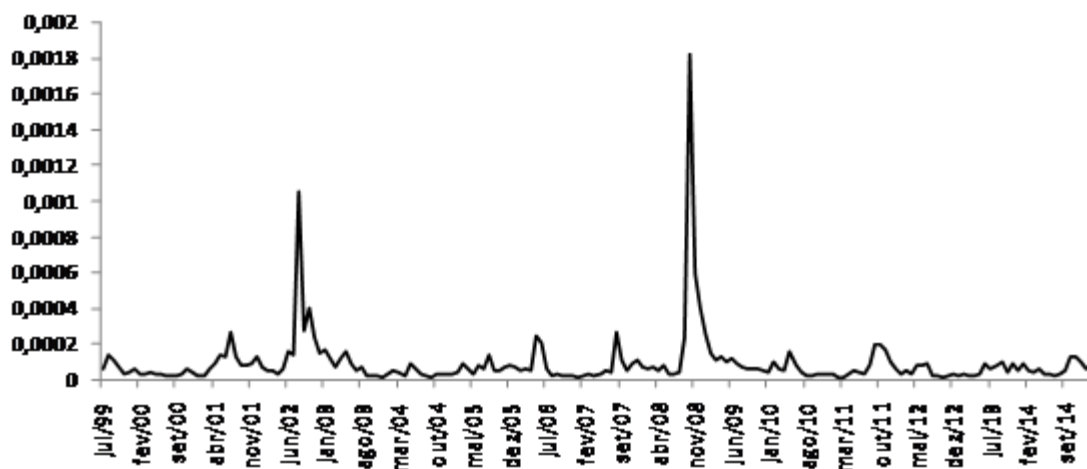
Fonte: Resultados da pesquisa.



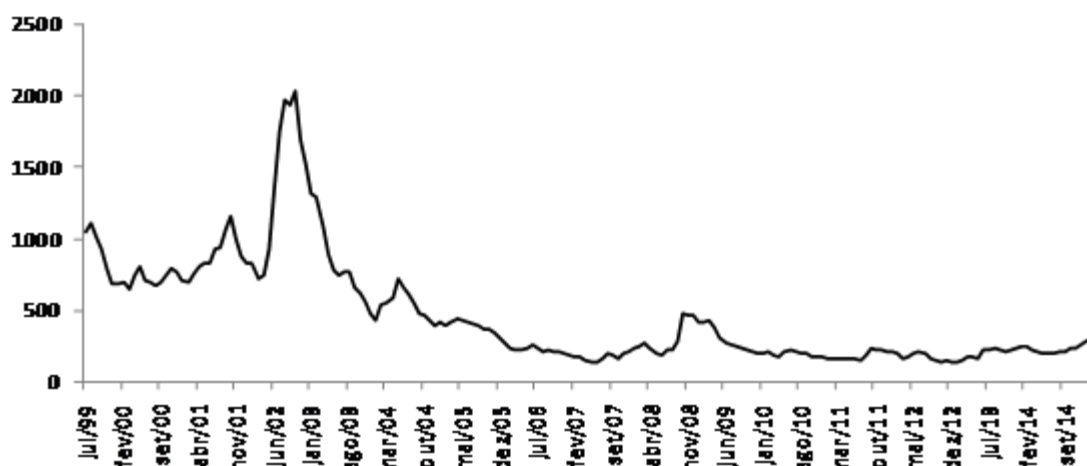
**Figura A.3** – Evolução da volatilidade do IBOVESPA, julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: Resultados da pesquisa.



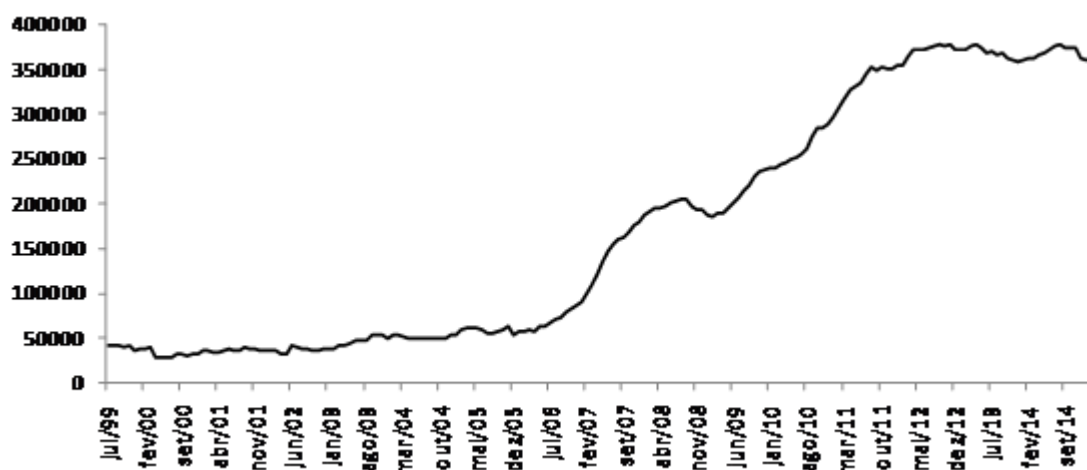
**Figura A.4** – Evolução do Índice de Pressão Cambial (EMPI), julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: Resultados da pesquisa.



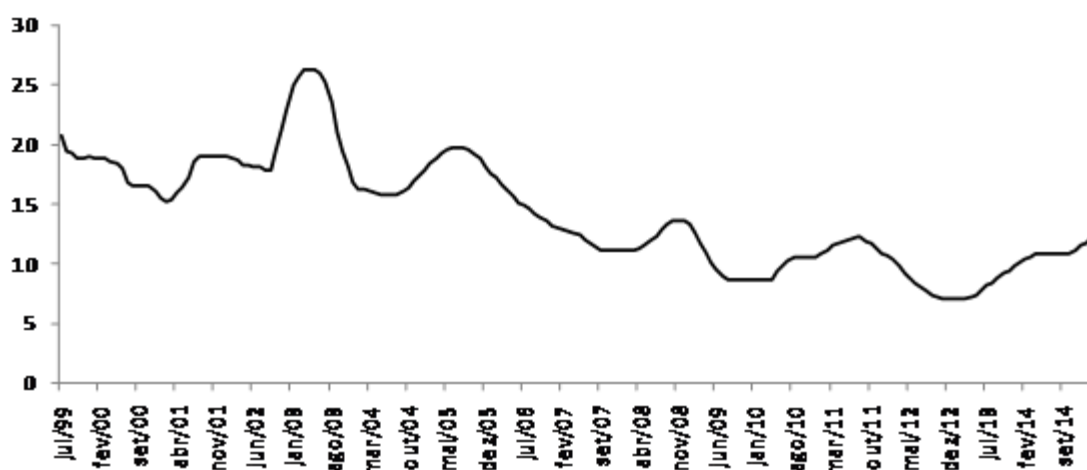
**Figura A.5** – Evolução da volatilidade da taxa de câmbio, julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: Resultados da pesquisa.



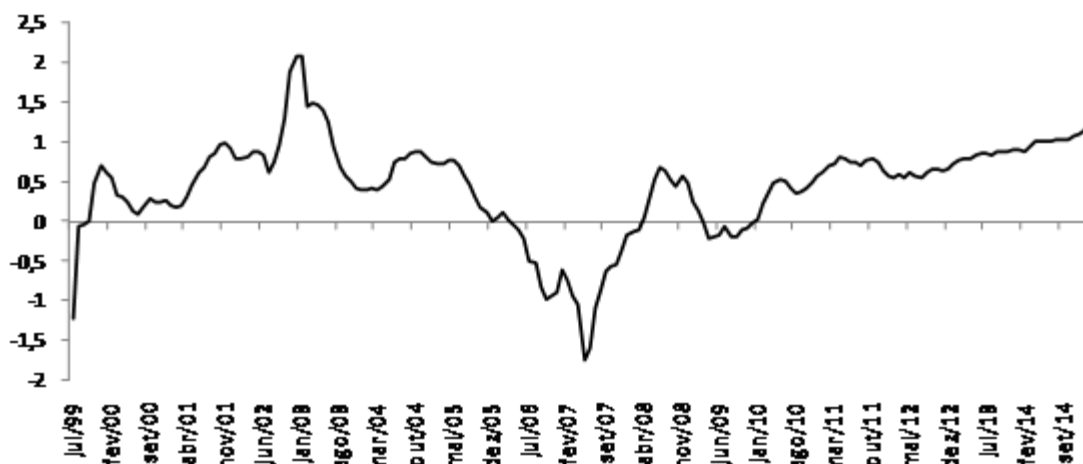
**Figura A.6** – Evolução do Índice EMBI Brasil + (pontos), julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: J.P. Morgan.



**Figura A.7** – Reservas internacionais – US\$ (milhões), julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: BACEN.

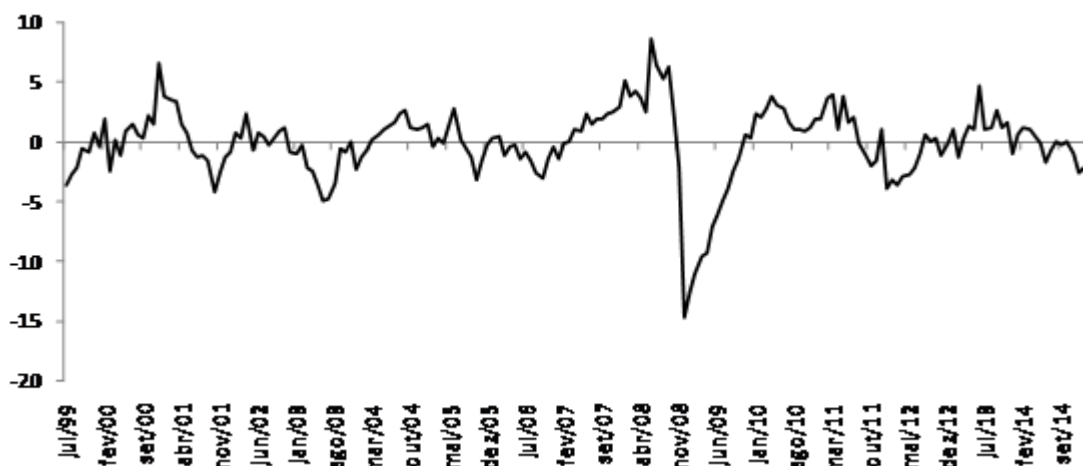


**Figura A.8** – Taxa de juros nominal Selic ( $i_t$ ) acumulada no mês anualizada (% a.a.), julho/1999 a fevereiro/2015  
 Fonte: BACEN.



**Figura A.9** – Desvio entre as expectativas de inflação e a meta ( $\pi_{t,t+1}^e - \pi_t^*$ ), julho/1999 a fevereiro/2015 (%)

Fonte: Resultados da pesquisa.



**Figura A.10** – Hiato do produto ( $y_t$ ) – Diferença entre produto efetivo e produto potencial, julho/1999 a fevereiro/2015 (%)

Fonte: Resultados da pesquisa.