



Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período de 2001 a 2012

CLESIA CAMILO PEREIRA

Brasília - DF
2013

Universidade de Brasília (UnB)
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN)
Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação
em Ciências Contábeis

CLESIA CAMILO PEREIRA

**Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período
de 2001 a 2012**

Tese apresentada ao Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB/UFPB/UFRN, como requisito para a obtenção do título de Doutora em Ciências Contábeis.

Orientador:

Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph.D

Brasília - DF
2013

PEREIRA, Clesia Camilo

Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período de 2001 a 2012 / Clesia Camilo Pereira, Brasília: UnB, 2013.

142 p.

Orientador: Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, PhD

Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília (UnB). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE). Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UnB/UFPB/UFRN.

1. Política monetária 2. Preços 3. Mercado
acionário 4. Metas inflacionárias 5. Taxa de juros

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)

Reitor:

Prof. Dr. Ivan Marques de Toledo Camargo

Vice-Reitora:

Profa. Dra. Sonia Bão

Decano de Pesquisa e Pós-Graduação

Prof. Dr. Jaime Martins de Santana

**Diretor da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da
Informação e Documentação (FACE):**

Prof. Dr. Roberto de Goes Ellery Júnior

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais (CCA)

Prof. MsC. Wagner Rodrigues dos Santos

**Coordenador-Geral do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-
Graduação em Ciências Contábeis da UnB/UFPB/UFRN:**

Prof. Dr. César Augusto Tibúrcio Silva

**Coordenador Adjunto do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-
Graduação em Ciências Contábeis UnB, UFPB e UFRN:**

Prof. Dr. Rodrigo de Souza Gonçalves

TERMO DE APROVAÇÃO**CLESIA CAMILO PEREIRA****Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período
de 2001 a 2012**

Tese apresentada ao Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB/UFPB/UFRN, como requisito para a obtenção do título de Doutora em Ciências Contábeis.

Banca Examinadora:

Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph.D
Presidente da Banca

Prof. Dr. José Carneiro da Cunha Oliveira Neto
Membro Examinador Interno

Prof. Dr. Rodrigo de Souza Gonçalves
Membro Examinador Interno

Profa. Dra. Thereza Cristina Nogueira de Aquino
Membro Examinador Externo

Prof. Dr. Tito Belchior Silva Moreira
Membro Examinador Externo

Brasília, 27 de Novembro de 2013.

DEDICATÓRIA

Aos meus filhos,
João Victor e Júlia.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Otávio Medeiros, todo respeito e admiração! Obrigada pela sabedoria dos ensinamentos, boa vontade, paciência, companheirismo e pelos exemplos de conduta profissional e de educador.

Aos mestres, professores César Tibúrcio, Edilson Paulo, Jorge Katsumi, José Dionísio, José Matias, Lúcio Capelletto, Matias Pereira e Paulo Lustosa, pela confiança e pelos ensinamentos.

Aos colegas e amigos de turma, Antônio Maria, Clayton Levy, Diana Vaz, Edzana Roberta, Lílian Perobon, Orleans Martins e Paulo Mendes, pelo companheirismo e trocas de experiências que engrandeceram a todos nós. Que nossa amizade permaneça.

À Coordenação do Programa, nas pessoas dos professores César Tibúrcio e Rodrigo Gonçalves, pelo apoio dispensado.

Aos servidores da Coordenação do Programa, em especial a Inez e Rodolfo, pela atenção, paciência e respeito que sempre dispensaram.

Aos professores José Carneiro (UnB), Rodrigo Gonçalves (UnB), Paulo Aguiar (UFPB), Thereza Cristina (UFRJ) e Tito Belchior (UCB) pelas contribuições e sugestões ao desenvolvimento do presente estudo.

Ao meu esposo, João Gustavo, companheiro de todas as horas. Muito obrigada pelo amor, cumplicidade, companheirismo, compreensão e apoio durante esta jornada.

Aos meus pais, Senibaldo e Maria Camilo, pelos ensinamentos e incentivos. Vocês são fundamentais em minha vida.

Aos meus filhos, João Victor e Júlia, pelos beijos, abraços e palavras de carinho. Em especial, pela compreensão dos momentos de ausência.

Aos meus amigos, pelas palavras de incentivo e confiança.

À Deus, pela coragem de iniciar este trabalho e pela satisfação em concluí-lo.

A todos vocês, muito obrigada!

EPÍGRAFE

É muito importante que o homem tenha ideais.

Sem eles, não se vai a parte alguma.

No entanto, é irrelevante alcança-los ou não.

É apenas necessário mantê-los vivos e procurar atingi-los.

Dalai-Lama

RESUMO

As autoridades monetárias utilizam-se da política monetária para controlar a liquidez da economia, visando a estabilidade dos níveis de preços. A taxa de juros é um dos principais instrumentos de política monetária, por impactar diretamente nos custos de capital e de investimentos. O conhecimento dos impactos da política monetária no mercado acionário é importante tanto para as autoridades monetárias quanto para os participantes de mercado, ao proporcionar informações que subsidiarão suas decisões estratégicas. Este estudo tem como objetivo verificar a influência da política monetária no mercado acionário brasileiro no período de 2001 a 2012. Quanto à metodologia, foi utilizada a abordagem de estudo de evento. Foram especificados vários modelos de regressão linear, em conformidade com Bernanke e Kuttner (2005), com ênfase na variação da taxa SELIC nominal observada e nas variações nas taxas SELIC nominal esperada e não esperada. Depois, foram acrescentadas a estes modelos variáveis de controle, representativas da taxa de câmbio real e do retorno do mercado acionário americano, visando adaptá-los às características do mercado acionário brasileiro. As volatilidades dos modelos adaptados foram modeladas como processos GARCH (1,1). Os resultados fornecem evidências de que a variação da taxa SELIC nominal observada, as variações nas taxas SELIC nominal esperada e não esperada impactam os preços das ações que compõem o mercado acionário brasileiro. Confirma-se ainda que os preços das ações no mercado acionário brasileiro são positivamente correlacionados com os do mercado acionário norte-americano e que a taxa de câmbio é significativa e negativamente correlacionada com o mercado acionário brasileiro. Outro resultado importante é que a volatilidade da taxa de juros SELIC nominal esperada pelo mercado acionário é significativamente maior que a volatilidade da taxa de juros SELIC nominal observada, sugerindo uma aparente ausência de informações privilegiadas, além de mostrar a dificuldade dos analistas de mercado em projetar a taxa SELIC nominal.

Palavras-chave: Política Monetária. Preços. Mercado Acionário. Metas Inflacionárias. Taxa de Juros.

ABSTRACT

Monetary authorities make use of monetary policy to control liquidity in the economy aiming to achieve price stability. The interest rate is one of the main instruments of monetary policy because it directly impacts the cost of capital and investment. The knowledge of the impacts of monetary policy on the stock market is important for both monetary authorities and market participants by providing information that will subsidize their strategic decisions. This study aims to analyze the impact of monetary policy on the Brazilian stock market in the period 2001-2012. The approach used is the event study methodology. Several linear regression models were specified, in accordance with Bernanke and Kuttner (2005), emphasizing changes in the observed interest rate level and in changes in the expected and unexpected interest rate levels. Then, control variables were added to these models, namely the exchange rate and the return on the U.S. stock market, in order to adapt them to the conditions of the Brazilian stock market. The volatilities of the adapted models were modeled as a GARCH (1,1) processes. The results provide evidence of effect of changes in the observed interest rate level and in changes in expected and unexpected interest rate levels on the Brazilian stock market. It is confirmed that the Brazilian equity market is significant and positively correlated with the U.S.'s stock market and that the R\$/US\$ exchange rate is significantly and negatively correlated with the Brazilian stock market. Another important result is that the volatility of the interest rate expected by the market is significantly larger than the volatility of the observed interest rate, suggesting an apparent absence of privileged information and revealing the difficulty of market analysts in predicting the interest rate.

Keywords: Monetary Policy. Stock Prices. Stock Market. Inflation Targeting. Interest Rate.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	21
	1.1 Questão de Pesquisa.....	25
	1.2 Objetivos.....	25
	1.3 Relevância e Caráter Inovador da Pesquisa.....	26
	1.4 Delimitação do Estudo.....	30
	1.5 Estrutura do Trabalho.....	30
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	31
	2.1 Política Monetária.....	32
	2.1.1 Arcabouço Teórico da Política Monetária.....	34
	2.1.1.1 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Velho-Keynesiana (Síntese Neoclássica).....	34
	2.1.1.2 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Monetarista.....	36
	2.1.1.3 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Novo-Clássica.....	37
	2.1.1.4 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Novo-Keynesiana.....	38
	2.1.1.5 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Pós-Keynesianos.....	39
	2.1.2 Do Regime de Âncora Cambial.....	40
	2.1.3 Do Regime de Metas de Inflação.....	44
	2.1.4 A Experiência Brasileira com o Regime de Metas de Inflação.....	49
	2.1.5 Estudos Empíricos sobre a Política Monetária no Brasil.....	53
	2.1.5.1 Modelos Estruturais de Pequena e Média Escala.....	53
	2.1.5.2 Modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR).....	55
	2.2 Política Monetária e Mercado de Capitais.....	59
	2.2.1 Mecanismo de Transmissão da Política Monetária através do Preço dos Ativos.....	59
	2.2.2 A Relação do Mercado Acionário com a Taxa de Câmbio.....	63

2.2.3	A Relação entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte-Americano.....	66
2.2.4	Estudos Empíricos sobre Política Monetária e seus Impactos no Mercado Acionário.....	68
3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	76
3.1	Seleção e Composição da Amostra.....	76
3.2	Especificação dos Modelos Econométricos.....	77
3.3	Definição das Variáveis.....	79
3.3.1	Retorno do Mercado Acionário Brasileiro.....	79
3.3.2	Variação da Taxa SELIC Nominal Observada.....	80
3.3.3	Variação da Taxa SELIC Nominal Esperada.....	80
3.3.4	Variação da Taxa SELIC Nominal Não Esperada.....	81
3.4	Variáveis de Controle.....	81
3.5	Síntese dos Resultados (Sinais) Esperados.....	82
3.6	Testes e Procedimentos de Robustez.....	83
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	85
4.1	Estatísticas Descritivas das Variáveis.....	85
4.2	Teste de Estacionariedade das Séries.....	86
4.3	Teste de Multicolinearidade.....	86
4.4	Estimação dos Modelos.....	88
4.4.1	Estimação do Modelo I.....	88
4.4.2	Estimação do Modelo II.....	89
4.4.3	Estimação do Modelo III.....	91
4.4.4	Estimação do Modelo IV.....	94
4.5	Testes Adicionais.....	96
4.5.1	Teste de Assimetria.....	96
4.5.1.1	Testando Significância do Sinal da Variação da Taxa SELIC Meta Não Esperada.....	97
4.5.1.2	Testando Significância da Direção do Movimento da Taxa SELIC Meta Observada.....	98
4.5.1.3	Testando Significância do Contexto "Tendência" da Direção da Taxa SELIC Meta Observada.....	100
4.5.2	Testando o Efeito da Crise Financeira Mundial.....	102

5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	105
	BIBLIOGRAFIA.....	110
	APÊNDICE A: Histórico das Taxas de Juros Fixadas pelo COPOM no Período Analisado.....	120
	APÊNDICE B: Resultados da Estimação do Modelo III Utilizando o Método MQO...	123
	APÊNDICE C: Resultados da Estimação do Modelo III Utilizando o Método MQO com Matriz de Covariância de White.....	125
	APÊNDICE D: Resultados da Estimação do Modelo III Utilizando o Método MQO, com Acréscimo de Variável Interativa <i>Dummy</i> para <i>Outlier</i>	127
	APÊNDICE E: Resultados da Estimação do Modelo III Utilizando o Método MQO com Matriz de Covariância de White, e com Acréscimo de Variável Interativa <i>Dummy</i> para <i>Outlier</i>	129
	APÊNDICE F: Resultados da Estimação do Modelo IV Utilizando o Método MQO.....	131
	APÊNDICE G: Resultados da Estimação do Modelo IV Utilizando o Método MQO com Matriz de Covariância de White.....	133
	APÊNDICE H: Resultados da Estimação do Modelo IV, para Verificação de Assimetria quanto ao Sinal da Variação Não Esperada da Taxa SELIC Meta, Utilizando o Método MQO.....	135
	APÊNDICE I: Resultados da Estimação do Modelo IV, para Verificação de Assimetria quanto ao Sinal da Variação Não Esperada da Taxa SELIC Meta, Utilizando o Método MQO.....	137
	APÊNDICE J: Resultados da Estimação do Modelo IV, para Verificação de Assimetria quanto à Inversão de Tendência de Aumento ou Baixa da Taxa SELIC Meta Observada, Utilizando o Método MQO.....	139
	APÊNDICE K: Resultados da Estimação do Modelo IV, para Verificação de Impacto da Crise Financeira Mundial no Mercado Acionário Brasileiro, Utilizando o Método MQO.....	141

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Quantidade de empresas listadas na BM&FBOVESPA e a evolução da taxa média de juros nominal no período de 1999 a 2012.....	24
Figura 2: Efeitos da política monetária.....	33
Figura 3: Inflação efetiva no Brasil – IPCA, 1999 a 2012.....	48
Figura 4: Canais de transmissão monetária.....	60

ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 1: Síntese dos resultados esperados em relação aos coeficientes das variáveis explicativas.....	83
---	----

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1:	Histograma dos resíduos do modelo I estimado pelo método MQO.....	88
Gráfico 2:	Histograma dos resíduos do modelo II estimado pelo método MQO.....	90
Gráfico 3:	Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método ARCH/GARCH.....	93
Gráfico 4:	Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método ARCH/GARCH.....	95
Gráfico 5:	Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto ao sinal da variação da taxa SELIC meta não esperada, estimado pelo método ARCH/GARCH.....	98
Gráfico 6:	Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variáveis <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto à direção dos movimentos das variações da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método ARCH/GARCH.....	99
Gráfico 7:	Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto ao contexto da decisão da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método ARCH/GARCH.....	101
Gráfico 8:	Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste de verificação do impacto da crise financeira mundial no mercado acionário brasileiro, estimado pelo método ARCH/GARCH.....	103
Gráfico 9:	Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO.....	123
Gráfico 10:	Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White.....	125
Gráfico 11:	Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO, com acréscimo de variável interativa <i>dummy</i> para <i>outlier</i>	127
Gráfico 12:	Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White, com acréscimo de variável interativa <i>dummy</i> para <i>outlier</i>	129
Gráfico 13:	Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método MQO.....	131
Gráfico 14:	Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White.....	133

Gráfico 15: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto ao sinal da variação não esperada da taxa SELIC meta, estimado pelo método MQO.....	135
Gráfico 16: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variáveis <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto às alterações da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método MQO.....	137
Gráfico 17: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste de assimetria quanto às inversão de tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método MQO.....	139
Gráfico 18: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável <i>dummy</i> para teste do efeito crise mundial de 2008 no retorno do mercado acionário brasileiro, estimado pelo método MQO.....	141

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1:	Juros Reais Praticados.....	49
Tabela 2:	Centro, Intervalo da Meta de Inflação e Inflação Efetiva 1999-2012.....	51
Tabela 3:	Estatísticas descritivas das variáveis explicada, explicativas e de controle.....	85
Tabela 4:	Resultados dos testes ADF-Fisher e PP-Fisher para raízes unitárias das séries das variáveis testadas.....	86
Tabela 5:	Matriz de Correlação das variáveis testadas nos modelos I, II, III e IV.....	87
Tabela 6:	Resultados dos testes de inflação de variância entre as variáveis independentes...	87
Tabela 7:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH.....	92
Tabela 8:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH.....	94
Tabela 9:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH	97
Tabela 10:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH.....	99
Tabela 11:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH.....	101
Tabela 12:	Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH.....	103

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ARCH	Autoregressive Conditionally Heteroscedastic
BCB	Banco Central do Brasil
BLUE	Best Linear Unbiased Estimators
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo
CMN	Conselho Monetário Nacional
COPOM	Comitê de Política Monetária
CPI	Consumer Price Index
D1	Depósito Interbancário de um dia
DJIA	Dow Jones Industrial Average
DMFi	Dívida Mobiliária Federal interna
EUA	Estados Unidos da América
FED	Federal Reserve System
FGV	Fundação Getulio Vargas
FIV	Fatores de Inflação de Variância
FOMC	Federal Open Market Committee
GARCH	Generalised Autoregressive Conditionally Heteroscedastic
GARCH-M	GARCH-in-mean
HME	Hipótese de Mercado Eficiente
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
IGP-DI	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna
IPC	Índice de Preço ao Consumidor
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
LFT	Letras Financeiras do Tesouro
M1	Agregado monetário - representa a oferta monetária
MSWI	Morgan Stanley World Index
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
OECD	Organization for Economic Cooperation and Development
OLS	Ordinary Least Squares
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

SVAR	Structural Vector Autoregressive
S&P 100	Índice da Standard & Poor's
S&P 500	Índice da Standard & Poor's
VAR	Vector Autoregressive
VEC	Vector Error Correction
VECM	Vector Error Correction Model

1 INTRODUÇÃO

Política monetária é uma estratégia que as autoridades monetárias utilizam para controlar a liquidez da economia de um país, buscando a estabilização da economia, vez que não podem interferir diretamente nas decisões dos agentes econômicos. No entanto, podem interferir nas decisões de consumo e de investimento dos agentes econômicos, por meio de variáveis de cunho financeiro, principalmente mediante a taxa de juros, a qual impacta diretamente o custo de capital e de investimento.

As autoridades monetárias de diversos países tiveram que rever suas políticas de estabilização da economia, na década de 1990, porque a ancoragem cambial passou a ser protagonista de crises cambiais, mesmo proporcionando estabilização inflacionária.

No Brasil, foi lançado o Plano Real, em 1994, como programa de estabilização da economia, tendo como base a taxa de câmbio fixa ou semi-fixa como âncora nominal. Este sistema foi caracterizado por depreciação da taxa de câmbio e elevação da taxa de juros para induzir a entrada de capital estrangeiro. O Real sofreu ataques especulativos ao longo do período de 1995 a 1998, tendo como consequência uma crise cambial.

Na busca por manter a política de estabilização, a autoridade monetária brasileira adotou o regime de câmbio flutuante no início do ano de 1999. No entanto, a taxa de câmbio continuou a ser desvalorizada, gerando pressões inflacionárias. Com o intuito de manter a taxa de inflação baixa e estável, a autoridade monetária brasileira adotou o regime de metas inflacionárias, em junho de 1999.

Diversos países utilizam como estratégia para a condução da política monetária o regime de metas inflacionárias. Segundo Montes (2009), este regime foi implementado, inicialmente, na Nova Zelândia, no Reino Unido e no Canadá, sendo posteriormente adotado em países, como Austrália, Espanha, Finlândia, Suécia, Chile, Israel, Polônia, República Tcheca, Colômbia e México.

O regime de metas inflacionárias pressupõe o estabelecimento de uma meta pelo governo para um determinado índice de inflação, que é anunciado no início de um período estabelecido (BERNANKE et al., 1999). Esta meta é acompanhada pelo Banco Central, cuja política monetária passa a ter como único objetivo o de alcançar a meta inflacionária determinada.

No entanto, a teoria que sustenta o regime de metas inflacionárias não é consensual entre os economistas, cuja argumentação é que suas hipóteses não apresentam evidências capazes de sustentá-la. Seus defensores argumentam que este regime proporciona melhorias

na comunicação entre o público e as autoridades monetárias, além de proporcionar maior credibilidade por impor disciplina ao governo no que se refere à condução da política monetária (SVENSSON, 1997; BERNANKE et al., 1999; MISHKIN; SAVASTANO, 2001). Alguns estudos reportam a evidências de que a redução da inflação nos países que adotaram o regime de metas inflacionárias ocorreria mesmo se tivessem adotado outros regimes (MISHKIN, 1999; BALL; SHERIDAN, 2004).

O regime de metas inflacionárias no Brasil foi instituído pelo Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999. As metas são propostas pelo Ministro da Fazenda, mas decididas e anunciadas pelo Conselho Monetário Nacional, que também determina o intervalo de tolerância adotado, sendo o centro da meta expresso pela variação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

O governo brasileiro delegou as decisões de política monetária, ou seja, o poder de determinar a taxa de juros básica da economia aos dirigentes do Banco Central do Brasil – BCB. O Comitê de Política Monetária do BCB – COPOM – foi instituído em junho de 1996 com o objetivo de estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa de juros. O COPOM reúne-se periodicamente para estabelecer a taxa de juros que considera adequada ao cumprimento da meta de inflação.

Embora os objetivos finais da política monetária sejam expressos em termos de variáveis macroeconômicas, Bernanke e Kuttner (2005) enfatizam que a influência dos instrumentos de política monetária sobre essas variáveis é, na melhor das hipóteses, indireta. E que os efeitos diretos e imediatos ocorrem nos mercados financeiros e afetam os preços e retornos dos ativos.

A taxa de juros, um dos principais instrumentos de política monetária, também pode ser utilizada para fins de previsibilidade do comportamento do mercado acionário. Rapach, Wohar e Rangvid (2005) analisaram os retornos dos mercados acionários de doze países industrializados e encontraram evidências de que a taxa de juros é a variável macroeconômica mais importante para se prever as alterações nos mercados acionários.

Assim, compreender as relações existentes entre a política monetária e o mercado acionário tem, portanto, importância crucial para a compreensão do mecanismo de transmissão da política monetária.

Observa-se que na transmissão da política monetária via canal de taxa de juros as autoridades monetárias controlam diretamente as taxas de juros oficiais, que determinam as taxas do mercado monetário. Uma política monetária expansionista corresponde a uma diminuição na taxa de juros nominal e, conseqüentemente, afeta os gastos agregados de

diferentes maneiras: i) leva a custos de capital menores, especialmente importante para as decisões de investimento; ii) aumenta as despesas de consumo porque favorece o consumo corrente em detrimento do consumo futuro (poupança), o chamado efeito substituição; iii) afeta o rendimento disponível por meio de juros e pagamentos e recebimentos de dividendos, o efeito chamado renda. A direção e magnitude do efeito renda dependem da posição do ativo líquido das empresas e das famílias.

Já uma política monetária contracionista corresponde a um aumento na taxa de juros nominal que, conseqüentemente, provoca: i) redução do nível de liquidez na economia; (ii) aumento dos juros reais, dada a rigidez dos preços nominais no curto prazo, provocando queda nos níveis de investimento e de consumo; e iii) redução na produção agregada.

Observa-se que as taxas de juros praticadas no Brasil são altas em comparação com aquelas praticadas no mercado internacional (HOLLAND, 2006; OMAR, 2008; ARESTIS, PAULA, FERRARI FILHO, 2009; FRANCO et al., 2011; OLIVON, 2013). No mercado acionário, a política monetária contracionista provoca impactos negativos e indesejáveis, uma vez que as altas taxas de juros provocam a saída de capitais do mercado de renda variável, os quais migram para aplicações em renda fixa.

De Medeiros e Ramos (2004) argumentam que os aumentos das taxas de juros fortalecem o mercado de renda fixa em detrimento do mercado de renda variável. Explicam também que na medida em que ocorrem aumentos na taxa de juros, há o aumento da dívida pública causando incertezas quanto aos fundamentos macroeconômicos e a capacidade de o governo administrar a dívida pública, não favorecendo desta forma o mercado de capitais.

Grôppo (2004) verificou que a taxa básica de juros é a variável macroeconômica que mais impacta o índice da Bovespa, dentre as variáveis testadas, sugerindo que os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro veem o investimento em renda fixa como sendo um grande substituto dos investimentos em ações.

A atratividade dos investimentos em renda fixa tem relação com sua rentabilidade. Um aumento na taxa de juros nominal aumentará o volume investido, pois a taxa SELIC, além de remunerar os títulos da dívida pública, é tida como referência para todas as outras taxas que existem na economia brasileira. No caso do mercado acionário, quando essa taxa aumenta, parte dos investidores vende suas ações para aplicar em ativos de renda fixa, induzindo a uma redução dos preços das ações (HERSEN, LIMA, LIMA, 2013).

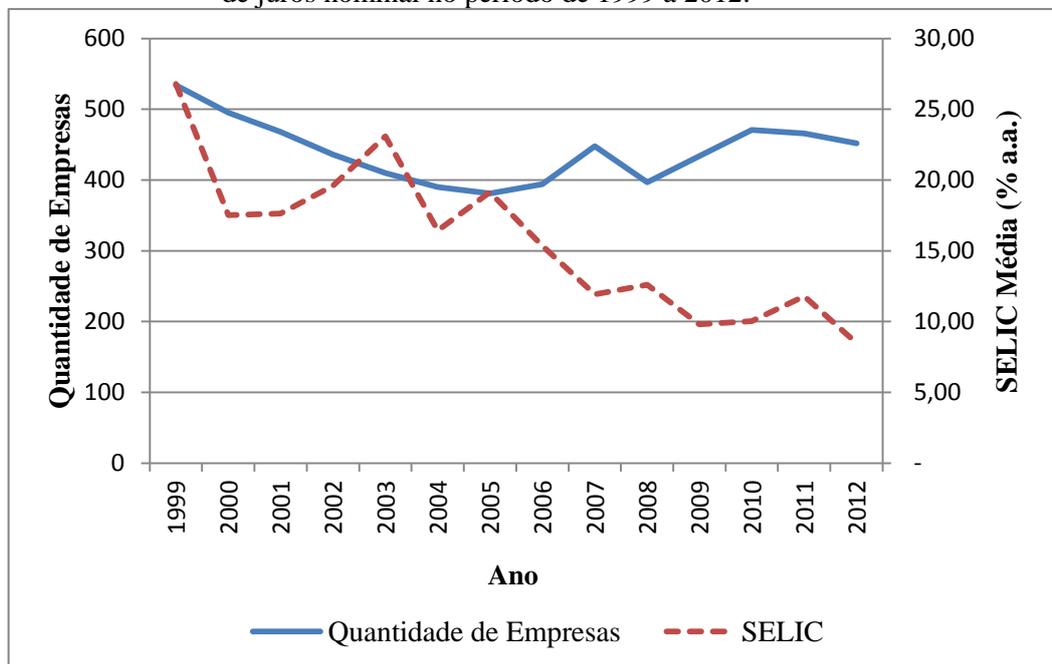
No Brasil, a compra de títulos públicos pós-fixados, as chamadas Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) constitui a opção de aplicação financeira com maior liquidez e menor risco de *default*. O valor nominal das LFTs é indexado pela taxa SELIC e, dessa forma, seu valor de

mercado não sofre alterações em virtude de mudanças da taxa nominal de juros, proporcionando um elevado grau de liquidez. No entanto, as LFTs, ao levarem à concentração da riqueza financeira no curto prazo, além de dificultar a redução dos juros, diminuí o crédito na economia e inibe o crescimento do mercado de capitais (OREIRO, et al., 2012).

Quando é mantida uma alta taxa de juros por um longo prazo, há um esvaziamento do mercado acionário, por deixar de ser um investimento atrativo. Além disso, quedas repetidas na bolsa por causa dos juros altos provocam perda de valor para os investidores, que passam a ver esse investimento com desconfiança. De Medeiros e Ramos (2004) concluíram que as elevações da taxa de juros foram certamente deletérias para o desempenho da bolsa no período que eles analisaram.

As empresas de capital aberto, listadas na bolsa, percebem a inviabilidade de realizarem emissões de ações para levantar capital próprio, sendo que algumas, eventualmente, até decidem pelo fechamento de seu capital. A Figura 1 apresenta a evolução da taxa média de juros nominal e a quantidade de empresas listadas na BM&FBOVESPA no período de 1999 a 2012.

Figura 1: Quantidade de empresas listadas na BM&FBOVESPA e a evolução da taxa média de juros nominal no período de 1999 a 2012.



Fonte: elaboração própria a partir dos dados disponibilizados no sítio do BCB e da BM&FBOVESPA.

Observa-se que houve redução da taxa nominal de juros média de 26,79% a.a., em 1999, para 8,47% a.a em 2012, alcançando patamares mais próximos aos observados nos países desenvolvidos. Verifica-se que a quantidade de empresas listadas na BM&FBOVESPA caiu de 534, em dezembro de 1999, para 452, em dezembro de 2012.

O impacto das altas taxas de juros sobre os investimento realizados no Brasil foi verificado em uma pesquisa onde aproximadamente 400 empresários brasileiros, de todos os portes e de diferentes setores da indústria, foram entrevistados. Verificou-se que quase 50% dos investimentos realizados por estes empresários são oriundos de recursos próprios (MESSER, 2003).

Como a taxa de juros é entendida como *proxy* do custo de capital das empresas (KEYNES, 1985), a sua manutenção em altos patamares acaba inviabilizando os investimentos. Oreiro et al. (2012) enfatizam que a elevada taxa de juros na economia brasileira estabelece um piso muito alto para o custo de oportunidade do capital próprio e para o custo de capital de terceiros, contribuindo para o elevado custo do capital das empresas observado na economia brasileira.

Embora uma política monetária contracionista seja eventualmente necessária para combater a inflação, existe uma noção de que em certos momentos os juros foram excessivamente elevados (FRANCO et al., 2011), causando perdas significantes de valor para as empresas e investidores.

1.1 Questão de Pesquisa

Tendo em vista esse contexto, o presente estudo se propõe a investigar o impacto da política monetária exercida no Brasil por intermédio da taxa de juros no mercado acionário brasileiro, no sentido de responder a seguinte questão: **Qual é o impacto da política monetária nos preços das ações no mercado de capitais brasileiro?**

1.2 Objetivos

Tendo como referência a questão acima, a pesquisa desenvolvida tem como objetivo geral verificar qual é o impacto da política monetária nos preços das ações no mercado de capitais brasileiro.

Para a consecução desse objetivo geral, serão considerados os seguintes objetivos específicos:

- a) Mensurar o impacto de aumentos e de reduções na taxa de juros nos preços das ações do mercado acionário brasileiro;

- b) Verificar se as variações da taxa de câmbio provocam impacto nos preços das ações do mercado acionário brasileiro;
- c) Verificar se a magnitude da resposta do mercado acionário brasileiro depende do sinal da variação da taxa de juros nominal não esperada;
- d) Verificar se a direção do movimento da variação da taxa de juros nominal observada constitui um fator importante para a reação do mercado acionário brasileiro;
- e) Verificar se o contexto da tendência da decisão de aumento ou de baixa da taxa de juros nominal observada constitui fator determinante para a reação do mercado acionário brasileiro;

1.3 Relevância e Caráter Inovador da Pesquisa

Entre os elementos que justificam a relevância e o caráter inovador do presente estudo podem ser destacados:

a) Importância para o crescimento e desenvolvimento econômico de um país

O crescimento e o desenvolvimento econômico de um país de forma sustentável pressupõem uma série de requisitos, sendo o mais evidente deles o da estabilidade monetária. No Brasil, o BCB tem desempenhado seu papel institucional de preservar o poder aquisitivo da moeda brasileira, com o controle da inflação, utilizando-se principalmente da taxa básica de juros, entre os instrumentos disponíveis para esta finalidade.

O debate sobre a política monetária assume relevância em função dos custos associados à alta taxa de juros que é praticada no mercado brasileiro, face à adoção de uma política monetária contracionista. Embora tenha eliminado a alta inflação crônica, o alto custo que a sociedade brasileira vem pagando pela estabilidade de preços impede que esta conquista se torne perene ou politicamente sustentável (FRÓES; MODENESI; MODENESI, 2005).

Os impactos das decisões referentes à taxa básica de juros sobre a economia brasileira têm sido objeto de destaque na imprensa e na literatura acadêmica. Sabe-se que as variações da taxa básica de juros produzem efeitos nas taxas de juros praticadas no mercado, no câmbio, no crédito, nas expectativas futuras e nos preços dos ativos, e, espera-se que, ao afetar a dinâmica desses canais de transmissão da política monetária, essas variações da taxa básica de juros possam influenciar os níveis de poupança, investimento e demanda agregada, afetando, em última instância, a taxa de inflação.

b) Importância do mercado de capitais para o país

O desenvolvimento do mercado de capitais é parte crítica do processo de desenvolvimento econômico de um país e o seu nível pode constituir uma *proxy* para a taxa futura de crescimento econômico (LEVINE, 1997), pois proporciona a redução do custo de capital para as organizações, tendo como consequência o aumento de investimentos e o crescimento econômico (HENRY; LORENTZEN, 2003).

O mercado de capitais pode proporcionar desenvolvimento econômico ao: a) facilitar as operações de *trading* e *hedging*, possibilitando a diversificação de risco; b) alocar de forma mais eficiente os recursos escassos; c) monitorar os administradores de empresas para que otimizem a função-objetivo dos acionistas; d) mobilizar a poupança, uma vez que as ações constituem opção privada de poupança; e e) facilitar as trocas de bens e serviços ao reduzir o custo de transação (TEIXEIRA, 2007).

Estudos empíricos também tem evidenciado uma correlação positiva e significativa entre os mercados acionários e o crescimento econômico de países. Levine e Zervos (1996), após analisarem estatisticamente economias de 41 países, argumentam que o mercado acionário pode alterar positivamente as taxas de crescimento econômico ao afetar a liquidez, a governança corporativa, a disponibilização de informações sobre as empresas, a diversificação de riscos e a mobilização de poupança.

c) Importância para a autoridade monetária

Para a autoridade monetária é importante o conhecimento dos impactos que as decisões de alterações na política monetária provocam nos níveis de preços, no nível de atividades e na taxa de crescimento da economia. Este conhecimento pode ser utilizado tanto na formulação de suas políticas, quanto nas definições de suas decisões estratégicas.

Segundo Carvalho (2005), a política monetária é uma política de governo que deve ser decidida juntamente com outras políticas de governo, e a fixação de taxa de juros não deve ser entendida como uma questão puramente técnica, pois envolve *trade-offs* entre objetivos, como a estabilidade da economia e a aceleração do crescimento.

Outro fator importante trata da credibilidade da autoridade monetária. Por exemplo, Blinder (2000) apontou concordância dos presidentes de bancos centrais de 84 países diferentes quanto à importância da credibilidade. Os entrevistados acreditam que a credibilidade proporciona principalmente: desinflação menos onerosa, manutenção da inflação baixa, facilidade quanto à defesa da moeda e apoio público para a independência do banco central.

d) Importância para os participantes do mercado financeiro

A transparência na condução da política monetária proporciona aos participantes do mercado aumento de previsibilidade a respeito da estratégia, dos objetivos e das decisões das autoridades monetárias (BERNANKE et al., 1999; MISHKIN, SAVASTANO, 2001). A política monetária exerce influência sobre as expectativas dos mercados, e o conhecimento de estimativas da sua estratégia representaria uma fonte relevante de informação para a construção de posições e estratégias, tanto de investimento quanto de *hedge*, possibilitando uma gestão mais efetiva dos riscos implícitos às operações normalmente desenvolvidas na execução de suas atividades.

e) Efeito riqueza sobre o consumo

O efeito riqueza sobre o consumo se dá por meio do impacto que a variação nas taxas de juros provoca no preço dos ativos, sendo a riqueza determinante de suas despesas de consumo. Dessa forma, quando há um aumento na taxa de juros, induzido pela política monetária, o valor dos ativos (por exemplo, preço das ações) diminui, provocando redução da riqueza das famílias e, conseqüentemente, a redução de seu consumo (MISHKIN, 1995; BERNANKE, GERTLER, 1995).

Espera-se, como resultado potencial da pesquisa, a mensuração do efeito das ações da atual política monetária brasileira, que se utiliza da taxa de juros, no mercado acionário brasileiro, e possibilita à autoridade monetária, ao governo, aos reguladores, aos investidores, aos analistas, aos empresários e aos demais agentes interessados na estratégia de política monetária refletir sobre aspectos que possam contribuir para o aperfeiçoamento e utilização das estratégias, de forma mais eficiente, na gestão da própria política monetária, por parte da autoridade monetária, e na gestão de empresas e de carteiras de investimentos por parte dos agentes de mercado.

f) Pesquisas sobre impacto da política monetária no Brasil ainda são incipientes

Muitos estudos têm sido publicados em periódicos internacionais com o intuito de verificar qual o impacto da política monetária, via taxa de juros, sobre o mercado de capitais, como por exemplo: Smirlock e Yawitz (1985); Pearce e Roley (1985); Hardouvelis (1987); Thorbecke e Alami (1994); Ehrmann e Fratzscher (2004); Bernanke e Kuttner (2005); Honda e Kuroki (2006); Ioannidis e Kontonikas (2008); Farka (2009); Konrad (2009); Andersson (2010); Hussain (2011); Stoica e Diaconasu (2012), entre outros.

No Brasil, porém, o número de trabalhos empíricos que tratam deste assunto é ainda bastante restrito. Verificam-se estudos que (i) analisam a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário (GRÔPPO, 2004; GRÔPPO, 2006) – o que não constitui foco do presente estudo – e (ii) que analisam a influência da taxa de juros sobre o mercado acionário brasileiro, como por exemplo: Gonçalves Jr. e Eid Jr. (2011); Hersen, Lima e Lima (2013); e Oliveira e Costa (2013).

Hersen, Lima e Lima (2013) analisaram e quantificaram a influência da taxa média de juros sobre o preço das ações do mercado acionário brasileiro. Construíram uma regressão linear tendo como variáveis dependente o mercado acionário brasileiro e independente, a taxa de juros SELIC anualizada. Como *proxy* para o mercado acionário brasileiro foi utilizado o número de pontos do IBOVESPA.

Apenas dois estudos que avaliam o impacto do incremento não esperado na meta da taxa básica de juros sobre o mercado acionário brasileiro foram observados: Gonçalves Jr. e Eid Jr., (2011); e Oliveira e Costa (2013). Sendo que ambos utilizaram somente o segundo modelo proposto por Bernanke e Kuttner (2005) para analisar o impacto não esperado da taxa de juros no mercado acionário.

Bernanke e Kuttner (2005) utilizaram as taxas de juros futuras de curto prazo para construir sua mensuração do elemento surpresa em relação ao anúncio do FEDERAL RESERVE - FED sobre a taxa básica de juros.

Gonçalves Jr. e Eid Jr. (2011) aplicaram a mesma metodologia proposta por Bernanke e Kuttner (2005), no entanto utilizaram os PUs¹ de fechamento dos Contratos Futuros de Taxa Média de Depósitos Interfinanceiros de 1 dia com duração de um mês e de seus respectivos dias de saque, disponibilizados pela BM&FBOVESPA, para a mensuração do elemento surpresa no período de junho de 1996 a março de 2006.

Já Oliveira e Costa (2013) optaram por utilizar dos consensos publicados no jornal Valor Econômico, no período de janeiro de 2003 a maio de 2012, para mensurarem o elemento surpresa. Definiram o componente da mudança inesperada da taxa de juros como a diferença entre a taxa de juros SELIC meta anunciada pelo COPOM e a expectativa da taxa de juros SELIC meta divulgada pelo jornal Valor Econômico um dia antes da realização de cada reunião do COPOM.

¹ “PU = Preço unitário do contrato DI 1 dia, em pontos, correspondente a 100.000, descontado pela taxa de juro implícita ao contrato”. (GONÇALVES JR.; EID JR., 2011, p. 439)

Neste sentido, ressalta-se o caráter inovador da pesquisa uma vez que as demais pesquisas realizadas sobre o tema não apresentam a mesma abrangência. Destacam-se os seguintes pontos: (i) emprega os dois modelos propostos por Bernanke e Kuttner (2005), sendo que o primeiro dá ênfase à variação da taxa de juros observada e o segundo, à variação da taxa de juros esperada e não esperada; (ii) considera as expectativas de mercado em relação à definição da meta da taxa de juros SELIC, publicadas no Relatório FOCUS; (iii) tem a preocupação de acrescentar nos modelos propostos por Bernanke e Kuttner (2005) variáveis que pudessem refletir melhor o mercado acionário brasileiro.

1.4 Delimitação do Estudo

Para a realização dos testes empíricos, foi considerado o período a partir da implementação do regime de metas inflacionárias no Brasil, em junho de 1999. No entanto, como também foi considerada a expectativa do mercado em relação à definição da meta da taxa de juros, que é divulgada no relatório FOCUS, disponibilizada no sítio do BCB, o período inicial da pesquisa é março de 2001.

Em suma, a pesquisa abrange o período de março de 2001 a dezembro de 2012, período no qual o Brasil está sob o regime de metas inflacionárias.

1.5 Estrutura do Trabalho

Além deste capítulo introdutório, com a contextualização do tema, a questão de pesquisa, a definição dos objetivos, a justificativa da relevância e do caráter inovador da pesquisa e a delimitação do estudo, o trabalho contempla:

- Capítulo 2: o referencial teórico em que são destacados os aspectos conceituais relacionados à política monetária, o regime de metas de inflação, e a relação da política monetária com o mercado de capitais;
- Capítulo 3: a apresentação dos procedimentos metodológicos utilizados para realização dos testes empíricos;
- Capítulo 4: a apuração e análise dos resultados;
- Capítulo 5: as conclusões do estudo, tendo por referência a associação entre a fundamentação teórica e as evidências empíricas apuradas.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A forma como as decisões de política monetária são transmitidas para a economia real é objeto de estudo desde Keynes (1936). Questões como a ausência de efeitos da moeda, no longo prazo, e os possíveis efeitos estabilizadores da política monetária sobre a economia real, no curto prazo, são muito discutidas na literatura.

O mecanismo de transmissão pode ser entendido como um processo dinâmico, uma vez que não existe um esquema analítico que integre os diferentes canais de transmissão, e que fomente o debate acerca da forma pela qual a política monetária afeta a economia real. Bernanke e Gertler (1995, p. 27) enfatizam que as análises empíricas da política monetária têm tratado este mecanismo como uma caixa preta, porque, no modelo tradicional, são omitidos problemas quanto à ligação existente entre a alteração na taxa de juros e o efeito o nas variáveis reais.

Como o presente estudo tem por objetivo a análise dos efeitos das ações da atual política monetária brasileira, mediante o regime de metas inflacionárias, sobre o mercado acionário brasileiro, este capítulo é construído com o propósito de conhecer as discussões acerca da política monetária e do seu impacto no mercado de capitais, com o intuito de suportar a definição dos modelos para a realização dos testes empíricos, contemplando os seguintes tópicos:

- Da Política Monetária: são apresentados a definição e os aspectos conceituais da política monetária sob a ótica das diferentes escolas do pensamento macroeconômico; discorre-se sobre a transição do regime de âncora nominal para o de metas de inflação; apresentam-se o conceito e as controvérsias sobre o regime de metas de inflação; faz-se um breve relato da experiência brasileira com o regime de metas de inflação; e relatam-se os principais estudos realizados no Brasil a respeito da política monetária.
- Política Monetária e Mercado de Capitais: discorre sobre o mecanismo de transmissão da política monetária por intermédio do preço dos ativos; expõe sobre a relação do mercado acionário com a taxa de câmbio; busca mostrar a relação entre o mercado acionário brasileiro e o norte-americano; e apresenta os estudos empíricos sobre a política monetária e seus impactos no mercado acionário.

2.1 Da Política Monetária

A política monetária pode ser definida como o conjunto de medidas que as autoridades monetárias adotam com o objetivo de controlar a quantidade de moeda em circulação e as taxas de juros, visando ao controle da economia de um país (PASSOS, NOGAMI, 2006).

No entanto, as autoridades monetárias não têm condições de interferir diretamente nas decisões dos agentes econômicos; desta forma, utilizam instrumentos para influenciar a oferta de moeda. Para Passos e Nogami (2006), os principais instrumentos são:

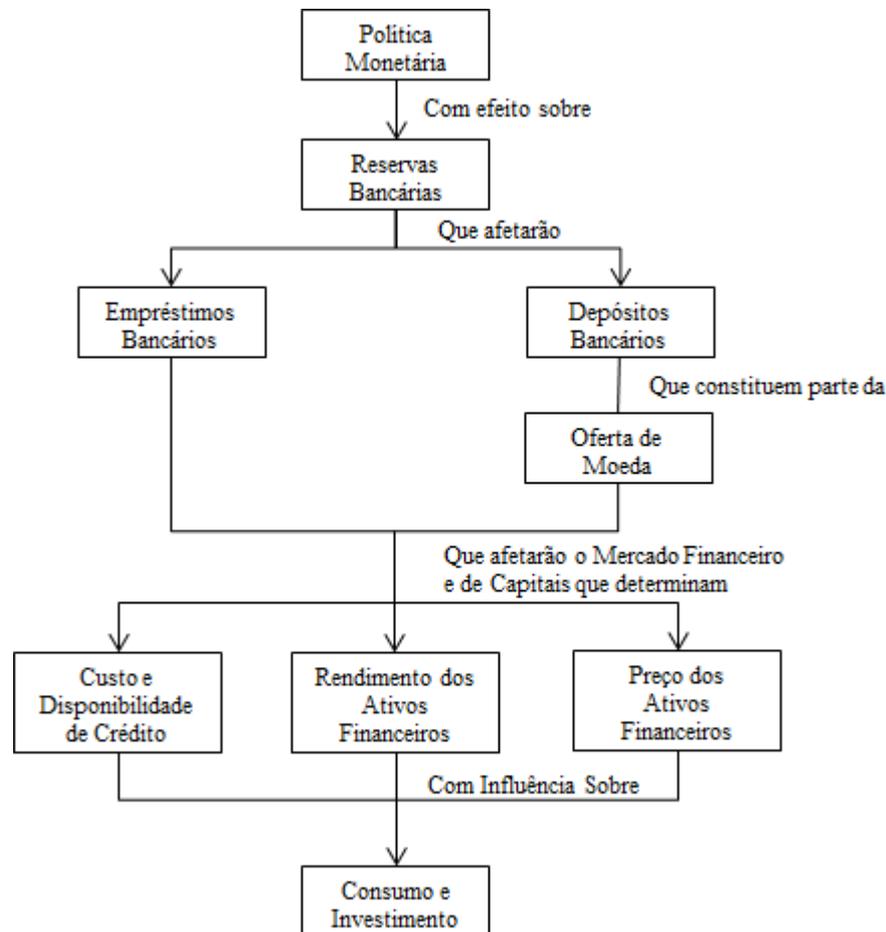
- a) Controle direto da quantidade de dinheiro em circulação: relaciona-se diretamente com a questão da emissão de dinheiro e sua circulação por intermédio das autoridades monetárias;
- b) Operações no mercado aberto: consistem na compra e venda de títulos públicos por parte do Banco Central, com o objetivo de regular os fluxos gerais de liquidez da economia;
- c) Fixação da taxa de reservas: este instrumento atua diretamente sobre o nível de reservas dos bancos comerciais e sua variação influencia no multiplicador bancário, com reflexos diretos no nível de expansão ou contração dos meios de pagamentos;
- d) Fixação da taxa de redesconto: trata-se da taxa que é cobrada sobre os empréstimos que os bancos comerciais recebem do Banco Central para cobrir eventuais problemas de liquidez. Alterações nessa taxa poderão provocar redução ou elevação dos meios de pagamento.
- e) Controles seletivos de créditos: as autoridades monetárias possuem poderes para controlar de forma direta o nível de dado ativo ou os termos em que os bancos emprestam.

As ações da política monetária adotadas pelas autoridades monetárias podem atingir o setor real da economia, principalmente nas decisões de consumo e de investimento dos agentes de mercado, por intermédio das seguintes variáveis de cunho financeiro: i) taxa de juros; ii) custo e disponibilidade de crédito; iii) expectativa acerca de futuras taxas de juros; e iv) riqueza privada.

Carvalho (2005, p.335) conclui que “a política monetária é uma política de governo, a ser decidida juntamente com as outras políticas de governo”, porque assim como as outras políticas de administração de demanda agregada, ela afeta tanto os níveis de preços quanto o nível de atividade e a taxa de crescimento da economia ao afetar a decisão dos agentes em investir.

Observa-se que qualquer variação na condução da política monetária poderá provocar modificações no rendimento dos ativos financeiros e no custo e disponibilidade de crédito, conforme apresentado na Figura 2.

Figura 2: Efeitos da política monetária



Fonte: Passos e Nogami (2006, p. 483)

A condução da política monetária pode apresentar desafios diferentes, dependendo do nível de desenvolvimento de cada país e de fatores estruturais, tais como o nível de estabilidade monetária e o de maturidade do mercado financeiro.

Mishkin (2007) argumenta que a história da política monetária de muitos países emergentes é um tanto nebulosa, com episódios de instabilidade monetária, que oscilam com períodos de inflação elevada, fuga massiva de capitais e colapso em seus mercados financeiros. Segundo o autor, nos últimos anos, muitos países emergentes conseguiram reduzir suas taxas de inflação de aproximadamente 400% para 10% ao ano, e que não se sabe ao certo se pode atribuir este resultado somente à ação da política monetária.

2.1.1 Arcabouço Teórico da Política Monetária

No texto abaixo, Keynes (1985) apresenta o conjunto de possibilidades nas quais modificações da política monetária podem afetar as variáveis reais da economia:

Introduzimos, assim, a moeda em nosso nexos causal e podemos ter uma primeira ideia do modo como as variações na quantidade de moeda intervêm no sistema econômico.

Contudo, se nos vemos tentados a considerar a moeda como a bebida que estimula a atividade do sistema, não nos esqueçamos de que podem surgir muitos percalços entre a taça e os lábios. Embora seja de esperar que, *ceteris paribus*, um aumento na quantidade de moeda reduza a taxa de juros, isto não ocorrerá se a preferência do público pela liquidez aumentar mais que a quantidade de moeda; e, conquanto se possa esperar que, *ceteris paribus*, uma baixa taxa de juros estimule o fluxo de investimento, isto não acontecerá se a escala da eficiência marginal do capital cair mais rapidamente que a taxa de juros; quando, enfim, se possa esperar que, *ceteris paribus*, um aumento no fluxo de investimento faça aumentar o emprego, isso não se produzirá se a propensão a consumir estiver em declínio. Finalmente, se o emprego aumentar, os preços subirão numa proporção que depende, em parte, da forma das funções da oferta e, em parte, da tendência da taxa de salários subir em termos monetários. (KEYNES, 1985, p. 125)

Observa-se a importância do comportamento dos agentes quanto à demanda por moeda, da sensibilidade do investimento à taxa de juros e de como a demanda agregada poderá afetar o nível de emprego, de salário e preços.

Keynes, em sua Teoria Geral, faz uma crítica à interpretação contida na Teoria Quantitativa da Moeda sobre os mecanismos de transmissão da política monetária. As teorias construídas posteriores a Keynes seguiram a forma estrutural que se apresenta na Teoria Geral, mas sem se deter nas considerações descritas na citação anterior.

A seguir, busca-se apresentar a visão das diferentes escolas do pensamento macroeconômico sobre os mecanismos de transmissão da política monetária.

2.1.1.1 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Velho-Keynesiana (Síntese Neoclássica)

A visão da escola velho-keynesiana considera que a política monetária não influencia de forma considerável as variáveis reais da economia. Ao constatar empiricamente que a função demanda por bens de capital exibe uma baixa elasticidade-juros, verificaram que uma política monetária expansionista que reduza drasticamente a taxa de juros teria um impacto muito baixo sobre as decisões empresariais de investimento e, conseqüentemente, um reduzido efeito sobre o nível de emprego e renda. Como uma política fiscal de gastos governamentais causa impacto diretamente sobre essas variáveis, ela é preferida à política monetária. Daí surge o caráter fiscalista do velho-keynesianismo representado pelos autores L.

Klein, W. Heller, G. Ackley, O. Eckstein, P. Samuelson, entre outros. Uma exceção, dentre os velhos-keynesianos, é James Tobin por ter defendido que a política monetária impacta nas variáveis reais da economia. (CARVALHO et al., 2007, p. 101-102).

O pensamento dos velhos-keynesianos é apresentado conjuntamente com o modelo IS-LM², ao convencionar, empiricamente, uma baixa elasticidade-juros do investimento, pressupondo uma curva IS quase vertical, fazendo com que mudanças na oferta de moeda através do deslocamento na curva LM tivessem pouco efeito sobre o produto, renda e emprego.

Para Romer (1996) a análise dos mecanismos de transmissão se dá através do modelo de demanda e oferta agregada, sendo a curva de demanda agregada derivada do modelo IS-LM, no qual se pressupõe que os preços são fixos. Esta hipótese limita o mecanismo de transmissão, pois não seria possível atingir a variável preços. Fez-se necessária a apresentação da curva de oferta agregada, representada por uma curva de Phillips para completar o mecanismo de transmissão. Nesta abordagem, os impulsos na política monetária passam pelas variáveis reais que determinam a demanda agregada e atingem os preços e a inflação.

Segundo Fonseca e Curado (2012), a política monetária no modelo IS-LM é de inteira responsabilidade do banco central, o qual pode alterar a oferta de moeda. Estes autores apresentam o funcionamento do mecanismo de transmissão da política monetária, definido por Mishkin (1995) como canal da taxa de juros, no modelo IS-LM:

Supondo uma política monetária contracionista, na qual o banco central diminui a quantidade de moeda em circulação na economia, o que causa um deslocamento da curva, por conta da elevação da taxa de juros de equilíbrio no mercado monetário, a elevação da taxa de juros provoca uma queda no nível do investimento, diminuindo a demanda agregada, a renda e o produto de equilíbrio. A política monetária contracionista, ao diminuir a demanda agregada e a produção, aumenta o hiato do produto. Na oferta agregada, tomada como uma curva de Phillips, o aumento do hiato do produto permite uma queda na variação do nível geral de preços. (FONSECA; CURADO, 2012, p. 425-426)

² O modelo conhecido como IS-LM foi elaborado por Hicks (1937), onde a curva IS representa o conjunto de pontos de equilíbrio no mercado de bens, onde demanda é igual ao produto ofertado, representado no plano renda (Y) e taxa de juros (i). A curva LM representa o conjunto de ponto de equilíbrio no mercado monetário, onde a demanda por moeda é igual à oferta, representado no plano renda (Y) e taxa de juros (i). Como não é o objetivo do presente estudo a análise deste modelo, para maior aprofundamento sobre a questão recomenda-se a leitura do artigo “Mr. Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation”.

2.1.1.2 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Monetarista

Os monetaristas, em oposição à visão dos velhos-keynesianos quanto à política monetária, construíram uma teoria voltada aos padrões da Teoria Quantitativa da Moeda. Friedman (1968) procurou demonstrar que a moeda é importante para o sistema econômico, pois acreditava ser possível reduzir a taxa de desemprego com políticas monetárias expansionistas, mesmo que apenas temporariamente. Friedman (1968), na construção do seu arcabouço teórico, apoiou-se nos conceitos de taxa natural de desemprego, curva de Phillips e expectativas adaptativas, e defendeu a tese de que a política monetária é ineficaz no longo prazo para atuar sobre as variáveis reais.

A principal divergência dos monetaristas, quanto ao modelo IS-LM, em relação aos velhos-keynesianos está relacionada com o funcionamento do mercado monetário. Partem do pressuposto de que um mercado de crédito é formado por vários ativos e com baixo grau de substituição entre os mesmos. Fonseca e Curado (2012) explicam que, na visão dos velhos-keynesianos, o modelo IS-LM restringe os ativos não monetários a apenas um, onde os títulos desempenham o papel de todos os demais ativos, os quais são considerados como substitutos perfeitos.

Friedman foi o fundador da escola monetarista, no entanto Karl Brunner e Allan Meltzer sistematizaram as críticas ao modelo IS-LM, principalmente quanto ao papel do mercado monetário³.

Segundo Meltzer (1995) o mecanismo de transmissão da política monetária demonstrado pelo modelo IS-LM é restritivo e mecânico, vez que um impulso na política monetária altera o estoque real e nominal de moeda, provocando mudanças não apenas na taxa de juros de curto prazo ou no custo de tomada de empréstimos, mas também nos preços de vários ativos domésticos e estrangeiros.

Brunner e Meltzer (1993) consideram incompleto o mecanismo de transmissão da política monetária presente no modelo IS-LM, vez que o papel desempenhado pelo mercado de crédito e a sua interação com o mercado monetário são ignorados neste modelo.

Em suma, o mecanismo de transmissão da política monetária defendido pelos monetaristas verifica a importância de se considerar o mercado de ativos e não somente um

³ Meltzer (1995) apresentou um modelo analítico por meio de análise gráfica. Como não é o objetivo do presente estudo a análise deste modelo, recomenda-se a leitura de Brunner e Meltzer (1993) que está nas referências deste trabalho.

ativo como no modelo IS-LM. Daí, a importância de se considerar, segundo Mishkin (1995), a composição da riqueza dos agentes na transmissão de alterações da política monetária para a economia real. Mishkin (1995) definiu esta visão monetarista como o canal da riqueza.

2.1.1.3 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Novo-Clássica

As ideias dos novos-clássicos divergiam dos monetaristas somente quanto à forma como que os agentes formam suas expectativas: no lugar de expectativas adaptativas, propuseram a hipótese das expectativas racionais. Quanto às ideias dos keynesianos, os novos-clássicos eram radicais no ataque a qualquer tipo de intervenção macroeconômica. Fundada por Robert Lucas, Thomas Sargent e Neil Wallace, a escola novo-clássica defende a ideia de que a política monetária é ineficaz para alterar variáveis reais e que, somente em condições especiais, caso haja um choque monetário, haverá impacto sobre tais variáveis. (CARVALHO et al., 2007, p. 125-126).

Lucas (1972) acredita que os agentes são otimizadores de satisfação e que também otimizam a utilização das informações que recebem, ou seja, formam expectativas olhando tanto para o passado (*back-ward-looking*), quanto para o futuro (*forward-looking*). A ideia é que os agentes possuem o mesmo modo de entendimento sobre a economia e que estes antecipam suas ações quando do anúncio de medidas de política monetária tornando inócua a política monetária ao passo que haja alterações apenas nos preços, mantendo os níveis das variáveis reais mesmo no curto prazo. Resumindo, a adoção de medidas sistemáticas de política monetária afeta somente os preços não interferindo, desta forma, nas variáveis reais e, para que haja interferência nestas variáveis é necessário que a política não possa ser prevista pelos agentes.⁴

Carvalho et al. (2007, p. 126) exemplifica esta dinâmica:

...todos sabem que um aumento da oferta monetária provocará inflação, tal como sugere a teoria monetarista. Assim, um aumento da oferta de moeda anunciada pelo governo representa apenas uma mensagem de que preços e salários irão se elevar; então, a única reação dos agentes deve ser se antecipar elevando os preços e salários da economia. Nada mais que isto ocorre. Em outras palavras, uma política expansionista será ineficaz para alterar variáveis reais, por exemplo, o nível de emprego e o produto.

⁴ Não constitui objetivo do presente estudo a análise dos fundamentos e o funcionamento do modelo criado pelos novos-clássicos. Para maior compreensão veja Romer (1996), o qual sistematizou os principais pontos deste modelo.

Neste contexto, para afetar as variáveis reais através do uso da política monetária seria então necessário o incentivo de realização de políticas surpresas, as quais causariam um ambiente de incertezas e desconfianças em relação ao comportamento do governo, criando um ambiente de expectativas inflacionárias nervosas, tendo como consequência a própria inflação. Assim alguns adeptos da economia novo-clássica elaboraram propostas que fossem capazes de reduzir os estímulos à implementação de políticas monetárias surpresas, tais como (i) a proposta de criação de bancos centrais independentes⁵ e (ii) a utilização de metas de inflação como objetivo da política monetária⁶ (CARVALHO et al., 2007).

Fonseca e Curado (2012) destacam que o mecanismo de transmissão da política monetária não faz muito sentido para esta escola, pois não ocorre transmissão para as variáveis reais da economia, vez que o efeito do ajuste esperado na política monetária ocorre direto nos preços. E que mesmo assim, esta escola foi importante na formulação das bases do canal das expectativas na transmissão da política monetária, objeto de avanços promovidos por outras escolas de pensamento.

2.1.1.4 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Novo-Keynesiana

A construção teórica dos novos-keynesianos responde à construção teórica da escola dos novos-clássicos, pois buscam demonstrar a relevância da política monetária para a economia. Assumiram que os preços são rígidos e que mesmo sob a hipótese das expectativas racionais dos agentes, alterações na variável de controle provam efeito de curto prazo nas variáveis reais, afetando produto, renda e emprego. A ênfase desta escola trata-se de identificar o papel do crédito na transmissão da política monetária (FONSECA; CURADO, 2012).

Sicsú (1999) explica que diferentemente da escola novo-clássica, os novos-keynesianos acreditam que flutuações do produto e a existência de desemprego involuntário só ocorrem em função da existência de falhas de mercado. Para esta escola, a imperfeição de mercado é a rigidez de preços e salários, a qual impediria o equilíbrio dos mercados.

A explicação dos mecanismos de transmissão da política monetária dos novos-keynesianos inicia-se com o modelo de racionamento de crédito proposto por Stiglitz e Weiss

⁵ Segundo Carvalho et al. (2007), os trabalhos mais importantes na literatura que defende a tese de independência dos bancos centrais são os de Charles Goodhart e de Alex Cukierman.

⁶ Segundo Kydland e Prescott (1977), basicamente são três os modelos propostos para a independência dos bancos centrais, em específico sobre a maneira pela qual são alcançados os objetivos da política monetária, sendo: (i) o proposto por Rogoff (1985), (ii) o proposto por Walsh (1995) e (iii) o proposto por Svensson (1997).

(1981). Depois, o canal de crédito foi incorporado neste modelo como mecanismo de transmissão da política monetária para as variáveis reais da economia, tendo como expoentes os trabalhos de Bernanke e Blinder (1988) e Bernanke e Gertler (1995).

2.1.1.5 Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária de Acordo com a Escola Pós-Keynesianos

A escola dos pós-keynesianos desenvolveu-se na busca pela confirmação dos pressupostos de Keynes sobre a política monetária. Esta escola entende que o funcionamento de uma economia moderna tem por objetivo transformar a riqueza na forma monetária em mais riqueza e que, desta maneira, as mudanças na política monetária são transmitidas para as variáveis reais da economia criando impactos tanto no curto quanto no longo prazo (FONSECA; CURADO, 2012). Segundo Carvalho et al. (2007), os principais representantes desta escola, dentre outros, estão Paul Davidson e Jan Kregel.

Davidson (2002) argumenta que o fundamento do pensamento keynesiano está na análise dos efeitos da existência de expectativas não probabilísticas sobre o comportamento e as decisões dos agentes econômicos, principalmente no que se refere às decisões sobre a determinação do ritmo e da forma pela qual a riqueza é acumulada.

Segundo Dequech (1999a, 1999b), o conhecimento por parte dos agentes, sobre a possibilidade de que suas expectativas não sejam alcançadas, acaba gerando um comportamento em termos de formação de expectativas e tomada de decisões distintos dos comportamentos dos agentes sob a hipótese de expectativas racionais. Os agentes podem adotar convenções que, dependendo de sua solidez, podem ruir e serem substituídas por outras. Neste caso, a transmissão da política monetária se daria por intermédio de duas vertentes, sendo a primeira a capacidade de criar convergência de expectativas e/ou de ser origem de uma convenção, e a segunda, a expressão dessas expectativas na curva de juros.

Frente às incertezas, os agentes econômicos tendem a adotar comportamentos defensivos para proteger suas riquezas, mantendo a moeda em suas carteiras para prevenirem-se de eventos inesperados e desfavoráveis. A preferência pela moeda é justificada porque se trata de ativo que possui maior liquidez.

Segundo Carvalho (1987), incertezas, na visão pós-keynesiana, não devem ser confundidas com o conceito usual de risco⁷, que é ancorado em cálculos de probabilidades

⁷ “... o risco está dimensionado em probabilidades, calculadas com base em dados históricos ou em parâmetros futuros.” (CAPELLETTO, 2006, p. 19)

objetivas ou subjetivas. Já a incerteza⁸ significa simplesmente ignorância por não se ter conhecimento do que ocorrerá no futuro ou mesmo o que poderá ocorrer. Assim sendo, poderão ocorrer flutuações bruscas, uma vez que o futuro não é a mera continuação do passado, introduzindo descontinuidades que destroem suas próprias condições de partida, impedindo a repetitividade, ainda que nocional, que permita o cálculo de probabilidades .

Davidson (2002) diz que a moeda torna-se uma substituta de outros ativos na carteira dos tomadores de decisão, uma vez que um aumento da preferência pela liquidez induzirá os indivíduos a substituírem ativos menos líquidos por ativos mais líquidos. Sendo assim, a moeda torna-se não neutra, tanto no curto quanto no longo prazo, uma vez que ela pode afetar tanto o ritmo como a forma de acumulação de riqueza.

Carvalho (2005) observa que não é ilusório se tomar a moeda como riqueza porque o agente é consciente de que a moeda não oferece rendimento; no entanto, ela oferece menos riscos de que outras formas de riqueza, em virtude de sua liquidez relativa, quando comparadas. O autor aponta ainda que a taxa de juros mede exatamente o apego que os detentores de riqueza têm pela segurança, que a posse de um ativo com a liquidez que a moeda tem a oferecer. Neste sentido, a taxa de juros mede o custo de oportunidade da moeda, ou seja, o valor de sua liquidez relativa.

Segundo Fonseca e Curado (2012), a riqueza é composta por ativos de diferentes graus de liquidez e, uma vez que o BCB modifique a quantidade de moeda em circulação, fazendo variar a quantidade de ativos líquidos disponíveis para acumulação, há modificação na posição dos demais ativos na economia, porque os ativos não são substitutos perfeitos entre si.

Para Carvalho (2005), a política monetária de Keynes e dos pós-keynesianos age aumentando ou diminuindo a disponibilidade de ativos líquidos frente às outras classes de ativos, e afeta também as decisões de investimento e, portanto, as possibilidades reais da economia, mesmo no longo prazo.

2.1.2 Do Regime de Âncora Cambial

Com o objetivo de manter a estabilidade inflacionária, as autoridades monetárias podem utilizar-se de âncoras nominais explícitas, tais como taxa de câmbio, agregados monetários ou metas de inflação, como estratégia para a condução da política monetária. No

⁸ “... a incerteza não tem amparo na racionalidade e está restrita à percepção discricionária do agente, produzindo decisões alicerçadas na experiência e sensibilidade pessoal.” (CAPELLETTO, 2006, p. 19)

entanto, esta estratégia exige monitoramento dos preços atuais e uma previsão da tendência inflacionária futura por parte do banco central (MISHKIN, 1999).

Adota-se o regime de âncora cambial quando há uma inflação muito elevada, que dificulta ou impossibilita o controle dos preços. Trata-se de uma estratégia político-monetária onde as autoridades monetárias amarram sua moeda à de outro país, que tenha estabilidade, de acordo com a taxa de câmbio.

Um regime de câmbio fixo, por exemplo, é aquele em que “uma paridade entre moeda doméstica e a estrangeira é estabelecida através de uma decisão do governo ou de uma lei”, sendo de responsabilidade das autoridades monetárias a manutenção da taxa de câmbio no nível fixado (CARVALHO et al., 2007, p. 341).

A experiência com as políticas de estabilização, implementadas na América Latina, em geral, mostrou que esses países foram bem-sucedidos ao eliminar uma história de inflação crônica elevada; no entanto, as avaliações de suas moedas domésticas em relação às principais moedas de conversibilidade internacional acabaram causando desequilíbrios em seus balanços de pagamento. Para restaurar o equilíbrio, as autoridades monetárias elevaram as taxas de juros para atrair poupança externa, mas a necessidade de manutenção de juros elevados acabou aumentando a dívida pública interna e prejudicando o resultado fiscal. Considerando a falta de *confidence building* em um contexto de economia globalizada em que há mobilidade de capitais financeiros e produtivos, o sucesso da política de estabilização doméstica acabou por gerar um processo endógeno de deterioração dos fundamentos macroeconômicos, deixando os países latino-americanos vulneráveis a ataques especulativos às suas moedas domésticas, condicionando-os a crises monetário-cambiais (KREGEL, 1999). Como exemplos desse processo citam-se as crises cambiais no México (1994-1995), na Argentina (2001-2002) e no Brasil (1998-1999).

As crises ocorridas na década de 1990 fizeram com que as autoridades monetárias revisassem a lógica das políticas de estabilização adotadas em seus países, porque, mesmo com a ancoragem cambial proporcionando a estabilização da dinâmica inflacionária, ela também passou a ser uma das protagonistas das crises cambiais.

No Brasil, foi lançado o Plano Real, que tem como base uma âncora nominal, similar às aplicadas nos demais países da América Latina, desde a década de 1980, e que usa uma taxa de câmbio fixa ou semi-fixa. Assim, o BCB controlaria o preço máximo da taxa de câmbio, onde um real não poderia ser superior a um dólar americano, enquanto o mercado de câmbio estabeleceria o preço de compra. Assim, a taxa de câmbio âncora seria utilizada para reduzir e controlar a taxa de inflação (FERRARI-FILHO; PAULA, 2003).

Após a crise do México, foi estabelecido, formalmente, no dia 6 de março de 1995, o sistema de bandas cambiais, o qual restringia a flutuação do real em relação ao dólar entre os limites de R\$ 0,86 e R\$ 0,90, vigorando até 01.05.1995, e de R\$ 0,86 e R\$ 0,98 a partir de 02.05.1995. Ocorreu um movimento especulativo contra o real, em função de dúvidas do mercado em relação à possibilidade de mudanças nesses parâmetros, exigindo, inclusive, a participação do BCB nos dias 07.05.1995 e 08.05.1995, para atender à demanda de divisas e, conseqüentemente, manter a taxa de câmbio dentro dos limites ficados (BCB, 1996). Ao adotar esse sistema, o governo brasileiro sinalizou ao mercado a sua busca pelo equilíbrio das contas externas, sem, contudo, diminuir o seu empenho anti-inflacionário.

Almeida, Fontes e Arbex (2000), ao fazerem uma retrospectiva dos regimes cambiais brasileiros com ênfase em bandas de câmbio, destacaram importantes medidas promovidas e/ou introduzidas, com o intuito de manter o compromisso com a política cambial e preservar os limites da banda de câmbio. Entre elas foram destacadas:

- a) No segundo semestre de 1994, foram reduzidas as alíquotas do IOF, sobre o ingresso de recursos externos, e os prazos para a captação e a renovação de empréstimos externos, bem como os prazos para repasse interno de recursos, além da redução do valor da posição comprada de câmbio que poderia permanecer com os bancos;
- b) Em junho de 1995, a criação da intrabanda com a instituição de leilões de *spread*, onde as instituições participantes dos leilões teriam que definir taxas de compra e venda com base em um *spread* previamente definido pelo BCB;
- c) Em agosto de 1995, houve (i) a elevação do IOF nas operações de empréstimos externos (de 0% para 5%) e nas aplicações em fundos de renda fixa-capital estrangeiro (de 5% para 7%); (ii) a instituição de alíquota de IOF de 7% sobre as operações de constituição de disponibilidade de curto prazo e sobre as operações entre instituições no País e no Exterior, ambas no segmento flutuante; e (iii) eliminação da alternativa de os investidores estrangeiros direcionarem recursos para os mercados de liquidação futura;
- d) Em agosto de 1997, com a intensificação da crise do Sudeste Asiático, o Governo promoveu leilão de dólares e leilões de títulos para atender à demanda do mercado por *hedge* para câmbio e taxa de juros;
- e) No segundo semestre de 1998, frente à crise da Rússia, o BCB reduziu as reservas internacionais ao vender grande volume de divisas; aumentou a Taxa de Assistência Financeira (Tban), suspendeu temporariamente a Taxa Básica (RBC) e

conduziu o monitoramento da SELIC por meio de operação primária e secundária no mercado aberto.

O sistema de banda câmbio, em geral, foi caracterizado por uma contínua depreciação da taxa de câmbio dentro da banda, principalmente a partir de junho de 1995, associado ainda a cinco mudanças na paridade central e nos limites superiores e inferiores das bandas até o início de 1999. O BCB buscou neutralizar o aumento de custos do exportador, em função da elevação dos preços internos, aumentando gradualmente as taxas de câmbio. No entanto, principalmente ao longo de 1997 e 1998, houve a redução das reservas internacionais do País, em decorrência de crises financeiras internacionais, associadas com o desequilíbrio das contas públicas do País.

O cenário era preocupante diante das expectativas inflacionárias e das altas projeções de crescimento negativo para o PIB. A taxa de câmbio inicial, no ano de 1999, era de US\$ 1,20/R\$, atingindo em fevereiro do mesmo ano US\$ 2,15/R\$. Este cenário fez com o BCB sinalizasse seu comprometimento com a estabilidade macroeconômica. Em março de 1999, tomou posse a nova diretoria do COPOM com dois objetivos principais: controlar as expectativas de inflação e reduzir o grau de incerteza no curto prazo, além de adotar as metas formais de inflação (FRAGA, 1999).

Em síntese, o real havia sofrido recorrentes ataques especulativos em face do contágio das crises mexicana, do Sudeste Asiático e russa, ao longo do período de 1995-1998, tendo como consequências a redução das reservas cambiais e a elevação da taxa de juros para induzir a entrada de capital estrangeiro. Como a crise cambial era profunda, as autoridades monetárias não conseguiram manter a política de estabilização e, assim, o Brasil foi forçado a abandonar o regime de bandas de câmbio, passando a adotar uma política de câmbio flutuante. Ao estabelecer essa política, a autoridade monetária brasileira esperava evitar fugas de capitais do País, além da manutenção de razoáveis divisas internacionais, o que possibilitaria o equilíbrio do balanço de pagamentos, para dar maior liberdade no sentido de proporcionar redução das taxas de juros internas.

No entanto, como resultado da adoção do regime de câmbio flutuante, “a taxa de câmbio desvalorizou-se consideravelmente, produzindo um efeito *pass-through*⁹ para os

⁹O efeito *pass-through* cambial é denominado na literatura econômica como “o repasse dos movimentos cambiais aos índices de preços de um país”. Vários fatores afetam o grau de repasse dos movimentos cambiais, mas ele é maior “quanto maior for a abertura da economia, o nível de aquecimento da demanda doméstica, a participação de insumos importados na produção do bem, e maior o desvio da taxa de câmbio de sua taxa de equilíbrio” (MACIEL, 2006, p.5).

preços domésticos, gerando pressões altistas de inflação” (ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009, p.9).

Para Mendonça (2007), sob um regime de câmbio flutuante, a política monetária deixa de ser endógena ao câmbio tornando necessária a definição de uma estratégia clara para a condução da política monetária na busca pela estabilidade dos preços. Nesse sentido, a estratégia de metas para a inflação tem se mostrado como uma alternativa factível.

Diante desse quadro, as autoridades monetárias, com o intuito de manter a taxa de inflação baixa e estável, implementaram o regime de metas de inflação em junho de 1999, com a publicação do Decreto n.º 3.088.

2.1.3 Do Regime de Metas de Inflação

O regime de metas de inflação é definido por Bernanke et al. (1999) como uma estratégia de política monetária caracterizada pelo anúncio público de uma meta, ou um intervalo (banda), para a taxa de inflação em um determinado horizonte temporal e o reconhecimento explícito de que o principal objetivo de longo prazo deve ser uma inflação baixa e estável.

Diversos países utilizam como estratégia para a condução da política monetária o regime de metas de inflação. Segundo Montes (2009), este regime foi implantando, inicialmente, na Nova Zelândia (1990), no Canadá (1991) e no Reino Unido (1992), sendo, posteriormente, adotado em países como Austrália, Espanha, Finlândia e Suécia. Os países em desenvolvimento, entre outros, que adotam este regime foram: Chile (1991), Israel (1992), Polônia (1998), República Tcheca (1998), Colômbia (1999) e México (1999). O Brasil implantou este regime em junho de 1999, em função de sucessivos ataques especulativos que vinha sofrendo como forma de combate ao processo inflacionário.

Para Mishkin e Savastano (2001), o regime de metas de inflação envolve cinco elementos básicos, quais sejam: (1) o anúncio público em números da meta de médio prazo para a inflação; (2) um compromisso institucional com a estabilidade de preços como objetivo principal para a política monetária, à qual outros objetivos estarão subordinados; (3) muitas variáveis, e não somente os agregados monetários ou taxa de câmbio, são consideradas na decisão de estabelecer os instrumentos de política monetária; (4) aumento da transparência da política monetária por intermédio da comunicação com o público e com o mercado sobre a estratégia, os objetivos e as decisões das autoridades monetárias; e (5) criação de mecanismos que fazem com que o BCB seja mais comprometido na busca dos objetivos inflacionários.

A junção desses cinco elementos proporciona transparência na condução da política monetária. Bernanke et al. (1999) argumentam que o regime de metas de inflação é a melhor forma de condução da política monetária por melhorar a comunicação entre o público e as autoridades monetárias, aumentando a capacidade de previsibilidade dos primeiros a respeito de inflação futura, e por proporcionar maior credibilidade, uma vez que impõe disciplina ao governo no que se refere à condução da política monetária.

Mishkin e Savastano (2001) dizem que o regime de metas de inflação possui vantagens sobre o regime de âncora nominal como uma estratégia de política monetária, em médio prazo, ao permitir que a política monetária concentre-se em considerações domésticas e responda a choques sofridos pela economia tanto de origem nacional como estrangeira. Outra vantagem é que a estabilidade na relação entre a moeda e a inflação não constitui um fator crítico para o sucesso, além de permitir às autoridades monetárias a utilização de todas as informações disponíveis e não apenas as informações contidas em uma ou duas variáveis, para a determinação dos melhores ajustes para a política monetária.

No entanto, a teoria que sustenta o regime de metas de inflação não é consensual entre os economistas, uma vez que a argumentação de que suas hipóteses não apresentam evidências capazes de sustentá-lo, não demonstram consistência interna, de acordo com as evidências empíricas. Sicsú (2002) argumenta que a política monetária não deve ser subutilizada, com apenas um objetivo – o controle da inflação – porque ela também é útil para estimular variáveis reais, como o produto e o emprego de uma economia. Este autor relata que estudos foram realizados com o intuito de evidenciar que o regime de metas de inflação não foi o responsável pelo desempenho inflacionário nos últimos anos, apresentando resultados que mostram que tanto os países onde foi adotado o regime de metas de inflação quanto aqueles que não o adotaram têm tido sucesso no combate da inflação.

Svensson (1997) defende o regime de metas de inflação, pois acredita que ele pode gerar benefícios sobre as economias, ao resolver problemas de inconsistência intertemporal, que são fontes de viés inflacionário. O autor argumenta que, embora este regime apresente dificuldades na sua implementação, uma vez que a inflação reage às mudanças no instrumento de política monetária com defasagens longas e variáveis, além de ela também ser afetada por outros fatores que não sejam decorrentes da política monetária, ela, ainda assim, pode reduzir a variabilidade da inflação, proporcionando benefícios sobre o produto, desde que seja implementado com certa flexibilidade em relação à convergência das taxas de inflação para a meta.

Mishkin (1999) examinou experiências internacionais com quatro diferentes tipos de regimes monetários: metas de taxa de câmbio, metas monetárias, metas inflacionárias e política monetária implícita, mas com uma âncora nominal não explícita. Os resultados desta análise sugerem que a transparência e a prestação de contas são fundamentais para que a política monetária possa produzir resultados desejáveis a longo prazo, e que, para que a estratégia possa produzir melhores resultados em um país, dependerá da sua política, das instituições culturais e econômicas e de sua própria história passada.

Arestis e Sawyer (2003) fizeram uma análise crítica dos fundamentos teóricos do regime de metas de inflação, além de avaliarem criticamente o trabalho de Mishkin (1999), porque acharam prematura a sua declaração de que a redução da inflação nos países, que adotaram o regime de metas de inflação, provavelmente teria ocorrido na ausência de metas de inflação. Concluíram os autores que a redução da inflação não é diferente entre países que adotaram o regime de metas e os que não o adotaram.

Ball e Sheridan (2004) desenvolveram um estudo para verificar se a adoção oficial do regime de metas de inflação melhorou o desempenho econômico dos países analisados, em termos de inflação e crescimento do produto. Analisaram o desempenho econômico de vinte países da OECD – *Organization for Economic Cooperation and Development* – em que sete deles haviam adotado oficialmente o regime de metas de inflação nos anos de 1990, e treze países desenvolvidos que nunca o adotaram. Utilizaram a metodologia de “diferenças em diferenças”, onde foi adotada uma data de corte para distinguir o período pré-metas e pós-metas. A data de corte foi o terceiro trimestre de 1993, que corresponde à média da data em que houve a adoção do regime de metas de inflação, e a amostra final contém 20 observações.

Os resultados obtidos no estudo de Ball e Sheridan (2004) demonstram melhor desempenho econômico nos países que adotam o regime de metas de inflação do que nos países que não o adotaram, em termos de queda nas taxas médias de inflação. No entanto, os resultados finais não apontaram nenhuma evidência de que a adoção do regime de metas de inflação tenha melhorado o desempenho dos países em termos de média e volatilidade da taxa de inflação e do crescimento real do produto.

O estudo de Wu (2004) foi desenvolvido com o mesmo objetivo do trabalho de Ball e Sheridan (2004); no entanto, ele usou a metodologia de dados em painel para 22 países da OECD, no período de 1985 ao terceiro trimestre de 2002, totalizando 71 observações, encontrando dois resultados opostos significantes. O primeiro deles reporta evidências de uma queda nas taxas médias de inflação dos países desenvolvidos que adotaram o regime de metas de inflação. No segundo, não foram encontradas evidências de que os países que adotaram o

regime de metas de inflação apresentaram aumento significativo em suas taxas reais de juros, após a adoção do regime de metas.

Ainda, dos resultados obtidos por este estudo, verifica-se que os melhores desempenhos nas taxas de inflação, nos países que adotam o regime de metas de inflação, não são decorrentes de uma política monetária mais agressiva, com a prática de manutenção de elevadas taxas de juros reais, corroborando a hipótese de que a adoção de regime de metas de inflação aumenta a credibilidade das autoridades monetárias dos países, informando aos agentes econômicos a preferência da sociedade por baixa taxa de inflação, promovendo, desta forma, níveis baixos de inflação sem a necessidade de ações mais rígidas de uma política monetária.

Gonçalves e Salles (2008) utilizaram a metodologia proposta por Ball e Sheridan (2004) para investigar se as variações na taxa média de inflação e na variabilidade do crescimento do produto foram maiores nos países com metas, em relação aos países sem adoção de metas. Como os estudos anteriores tiveram como base países desenvolvidos, o diferencial deste estudo foi a consideração de economias emergentes. Os autores selecionaram 36 países, dos quais treze adotaram o regime de metas de inflação, no período de 1980 a 2005. Os resultados apontaram para evidências de que a adoção do regime de metas de inflação promove um impacto benéfico para o desempenho econômico dos países em desenvolvimento, incluídos na amostra do estudo por reduzir tanto suas taxas de inflação quanto a volatilidade do produto.

Biondi e Toneto Jr. (2008) desenvolveram um estudo com o objetivo de verificar quais impactos efetivos da adoção do regime de metas de inflação para o desempenho econômico em termos de inflação e crescimento real do produto, utilizando uma amostra que incluiu tanto países desenvolvidos quanto os em desenvolvimento. A amostra final contém dados de 51 países, dos quais vinte e quatro são países em desenvolvimento, e, desses, apenas 12 adotaram o regime de metas de inflação. O período analisado foi de 1995 a 2004, com os dados coletados por periodicidade anual. Utilizaram a metodologia de dados em painel.

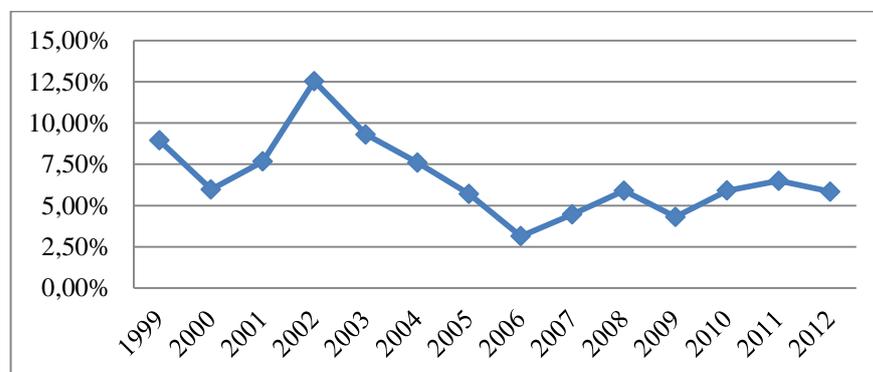
Os resultados obtidos neste estudo apontam certo benefício da adoção do regime de metas de inflação, para o caso dos países em desenvolvimento, porque eles experimentaram impactos significativos para as suas taxas de inflação e crescimento real do produto do país, embora também tenha sido observado este impacto, em menor magnitude, para os países desenvolvidos, que historicamente, apresentam taxas de inflação baixas e estáveis. Entre os países desenvolvidos, aqueles que adotam o regime de metas de inflação apresentam taxas de inflação e de crescimento do produto um pouco maiores do que os países desenvolvidos, que

não o adotam. Já nos países em desenvolvimento, a adoção do regime de metas de inflação é eficaz em reduzir as taxas médias de inflação; no entanto, essa adoção provocaria efeitos negativos sobre o crescimento do produto real da economia.

Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009) compararam os desempenhos econômicos de países que adotaram o regime de metas de inflação, no âmbito dos países emergentes, como Brasil, Chile, Colômbia e México, na América Latina, e, em outros continentes, Israel, Polônia, República Checa, Tailândia, Coreia do Sul e África do Sul. Concluíram que:

- Os países que adotaram o regime de metas de inflação mostram ter tido sucesso no controle da inflação; no entanto, os países que não adotaram o regime parecem ter obtido o mesmo resultado;
- As taxas de juros elevadas que o BCB tem mantido, com o intuito de que a inflação convirja para o centro da meta preestabelecida, têm contribuído para o baixo crescimento econômico e para a deterioração de outras variáveis macroeconômicas;
- Destaca-se que o Brasil, no período analisado, apresentou uma das maiores taxas de juros do mundo; no entanto, a inflação média ainda tem sido elevada. Como ilustração, observe a Figura 3.

Figura 3: Inflação efetiva no Brasil – IPCA, 1999 a 2012



Fonte: elaboração própria a partir dos dados disponibilizados no sítio do BCB.

- Embora o Brasil tenha implantado o regime de metas de inflação, em conformidade com as regras de Taylor¹⁰, a inflação ainda é ligeiramente elevada;

¹⁰Taylor (1993) desenvolveu uma formulação com apresentação da seguinte equação:

$$R_t = RR^* + p^T + d_1 Y_t^e + d_2 (p_{t-1} - p^T)$$

em que: R são as taxas de juros usadas para propósito de controle monetário, p^T é a inflação desejada, Y^e é o hiato do produto e p é a inflação real. Demonstrou que uma equação desta forma, com $d_1 = 0,5$ e $d_2 = 1,5$, captura, de modo surpreendentemente satisfatório, o comportamento da taxa dos fundos federais dos Estados Unidos e da política monetária do *Federal Reserve System (Fed)*. Desta maneira, a taxa nominal de juros é

- e) E, por fim, o atual quadro de taxas de juros elevadas e câmbio valorizado no Brasil não tem sido promissor para a economia brasileira, pois o crescimento econômico tem sido baixo e a inflação ainda é relativamente alta.

Uma pesquisa recente indica que o Brasil ocupa a 5ª posição entre os países que praticam as maiores taxas de juros reais, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1: Juros reais praticados

Posição	País	Taxa Real de Juros
1º	Argentina	3,8%
2º	China	2,8%
3º	Rússia	2,3%
4º	Chile	1,9%
5º	Brasil	1,7%
6º	Hungria	1,4%
7º	Grécia	1,1%
8º	Polônia	1,0%
9º	Suíça	0,9%
10º	Índia	0,8%

Fonte: OLIVON (2013), adaptado.

2.1.4 A Experiência Brasileira com o Regime de Metas de Inflação

A política monetária brasileira, cujo regime de metas de inflação foi implantado em junho de 1999, é baseada no modelo britânico, onde o Conselho Monetário Nacional –CMN – estabelece as metas de inflação propostas pelo Ministro da Fazenda.

O CMN é composto por três membros: o Ministro da Fazenda, o Ministro do Planejamento e o presidente do BCB. Além de ser responsável pela definição de metas de inflação, também é responsável pela aprovação das principais normas referentes à política monetária, à taxa de câmbio e à regulação do sistema financeiro.

aumentada mais do que proporcionalmente a qualquer aumento de inflação, garantindo que os juros reais sejam utilizados de forma a reduzir a inflação. Dada a inflação, as taxas reais de juros também sofrem um aumento devido às mudanças positivas no hiato do produto. Assim sendo, as regras de Taylor requerem uma política monetária que aja automaticamente de acordo com a inflação e a produção (ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009, p. 6-7).

O Comitê de Política Monetária – COPOM – criado em junho de 1996, é composto pelo quadro de diretores do BCB. Esse comitê é encarregado de estabelecer a posição da política monetária e da taxa de juros de curto prazo para atingir o alvo da meta de inflação.

Para o estabelecimento da taxa de juros, segundo Minella et al. (2003, p.11), o BCB baseia-se numa equação fundamentada na regra de Taylor, que segue a seguinte função:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)[(\alpha_0 + \alpha_2)(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)] + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}$$

onde: i_t representa a taxa SELIC, isto é, a taxa de juros estabelecida pelo COPOM; $E_t \pi_{t+j}$ é a expectativa da inflação; π_{t+j}^* é a meta de inflação¹¹; y_{t-1} é o hiato do produto¹²; e Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal.

Arestis, Paula e Ferrari Filho (2012, p.7) argumentam que as regras de Taylor “requerem uma política monetária que aja automaticamente de acordo com a inflação e a produção”. A taxa nominal de juros é aumentada mais do que proporcionalmente a qualquer aumento de inflação para garantir que os juros reais sejam utilizados de forma a reduzir a inflação.

Mendonça (2007) argumenta que um dos pontos mais críticos para o regime de metas de inflação é a definição do índice de preços, que deve ser utilizado para medir a inflação, pois esta deve refletir substancialmente as forças do mercado, tornando imprescindível o entendimento dos mecanismos pelos quais a política monetária afeta a taxa de inflação. Relata também, que a maioria dos países adotou o Índice de Preço ao Consumidor – IPC – embora sua adequação seja questionada.

No Brasil, as metas de inflação são estabelecidas com duração de um ano para o ano corrente e para os dois próximos anos, sendo baseadas no Índice Nacional de preços ao Consumidor Amplo – IPCA – que é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE – que, segundo Mendonça (2007), faz uso de técnica de suavização de médias aparadas.

¹¹Para determinar uma única medida para o desvio da meta de inflação, o BCB usa uma média ponderada entre o desvio esperado do ano atual e o desvio esperado do próximo ano da meta, na qual os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses restantes no ano.

¹²Que se obtém pela diferença entre as séries reais e sua tendência, estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott – HP.

Para auxiliar o BCB no alcance das metas inflacionárias em contexto de choques internos e externos, às quais a economia brasileira está exposta, foi introduzido um intervalo de tolerância (bandas) em que a inflação poderá variar de 2,0 a 2,5 pontos percentuais para cima ou para baixo de uma meta central. As autoridades monetárias têm como objetivo fazer com que a variação anual do IPCA esteja dentro dos limites estabelecidos.

Tabela 2: Centro, intervalo da meta de inflação e inflação efetiva 1999-2012

Ano	Centro da Meta	Intervalo da meta	Inflação Efetiva - IPCA
1999	8,0%	6,0% a 10,0%	8,94%
2000	6,0%	4,0% a 8,0%	5,97%
2001	4,0%	2,0% a 6,0%	7,67%
2002	3,5%	1,5% a 5,5%	12,53%
2003	4,0%	2,0% a 6,0% (a)	9,30%
2004	5,5%	3,0% a 8,0% (b)	7,60%
2005	4,5%	2,0% a 7,0%	5,69%
2006	4,5%	2,5% a 6,5%	3,14%
2007	4,5%	2,5% a 6,5%	4,46%
2008	4,5%	2,5% a 6,5%	5,90%
2009	4,5%	2,5% a 6,5%	4,31%
2010	4,5%	2,5% a 6,5%	5,91%
2011	4,5%	2,5% a 6,5%	6,50%
2012	4,5%	2,5% a 6,5%	5,84%

Notas: (a) A meta do ano era inicialmente 3,25%, com intervalo de tolerância de +/- 2,0%. Depois ela foi alterada para 3,5%, com intervalo de tolerância de +/- 2%; posteriormente o BCB decidiu mudar a meta para 4,0%, com intervalo de tolerância de 2,5%. (b) A meta de inflação do ano era inicialmente 3,75%, com intervalo de tolerância de +/- 2,5%; depois ela foi alterada para 5,5% mas foi mantido o intervalo de tolerância.

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados disponibilizados no sítio do BCB no endereço eletrônico <http://www.bcb.gov.br/Pec/metase/TabelaMetaseResultados.pdf>

Observa-se que, durante o período de 1999 a 2012, as metas de inflação não foram atingidas em 2001, 2002 e 2003. Em 2004, a meta de inflação só foi alcançada após ter sido elevado o seu intervalo em meados de 2003 e, em 2011, a inflação efetiva foi igual ao limite máximo do intervalo da meta de inflação. Estes resultados têm dado motivo para a realização de diversos estudos empíricos, que questionam a aplicação e os impactos do regime de metas de inflação no Brasil.

Ademais, Mendonça (2007) argumenta que, embora o BCB utilize a taxa SELIC como principal instrumento para o controle da inflação, uma parte não desprezível dela não é sensível à taxa SELIC, uma vez que os preços administrados são, em sua maioria, determinados por contratos e que dependem de observação da inflação passada. Os resultados do seu estudo apontaram evidências de que a taxa SELIC é bastante sensível às variações dos preços livres e administrados e também das flutuações na taxa de câmbio.

Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009) examinaram a experiência brasileira com o regime de metas de inflação, no período de 1999 a 2005, e concluíram que, ao longo do período analisado, o Brasil era o país que teve uma das maiores taxas de juros do mundo e, mesmo assim, a inflação média ainda era elevada. Esses autores verificaram que o BCB manteve as taxas de juros elevadas para que a inflação convergisse para o centro da meta estabelecida; no entanto, as taxas de juros elevadas têm contribuído para o baixo crescimento econômico e para a deterioração de outras variáveis macroeconômicas, tais como a dívida pública.

O Brasil é o único país do mundo que adota a taxa de juros tanto para remunerar a dívida pública, como para a determinação da meta operacional de política monetária. Trata-se de uma situação anômala, herdada da era de alta inflação. Como cerca de 30% a 40% dos títulos federais são indexados à taxa *overnight* (SELIC), e eles são utilizados pelos bancos na composição dos fundos de renda fixa, qualquer aumento nas taxas de juros resulta em um aumento do estoque total da dívida pública (NAKANO, 2005).

Bresser-Pereira e Gomes (2009) argumentam que não houve uma preparação adequada da economia brasileira para a implantação do sistema de metas inflacionárias. Nesse sentido, os casos do Chile e do México são apontados como modelos de política macroeconômica competente. No caso do Chile, a análise de sua estratégia iniciou-se no ano de 1991 e a adoção total da política de metas inflacionárias se deu de modo leve e gradual, ocorrendo somente no ano de 2000. No caso do México, houve a mesma preocupação com a preparação para sua implantação, mas em período diferente.

Esses autores dizem que para a adoção do regime de metas de inflação, as autoridades deveriam ter preparado as variáveis-chave da economia, concentrando-se em livrar o país da “armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio”, que funciona da seguinte forma: uma diminuição na taxa de juros brasileira provoca uma depreciação do real, que, por sua vez, eleva a taxa de inflação, antes mesmo de o movimento dos juros ter causado qualquer efeito na demanda.

Bresser-Pereira (2007) enfatiza que essa armadilha é um dos indícios de que o controle da inflação passa necessariamente pela taxa de câmbio e que o seu controle é perverso, pois, ao adotar uma taxa de câmbio apreciada para fazer frente às pressões inflacionárias, o país deverá enfrentar, mais cedo ou mais tarde, um desequilíbrio em suas contas e a correção passaria por uma crise ou quase-crise, uma inevitável depreciação da taxa de câmbio, aumentando a inflação.

Oreiro et al. (2012), após avaliarem as causas das elevadas taxas de juros na economia brasileira, propõem que a solução para este problema pode ser enfrentada com atuação em três frentes. A primeira está relacionada com a adoção de medidas que visem à redução da

volatilidade cambial, de maneira a reduzir os movimentos da taxa nominal de câmbio, ao longo do tempo, mediante medidas de controles de capitais em conjunto com uma política de acumulação de reservas. A segunda diz respeito à desindexação generalizada dos contratos dos preços administrados, de maneira a impedir que uma eventual desvalorização da taxa nominal de câmbio seja repassada para os preços administrados e, por intermédio deles, para a taxa de inflação. E a terceira, a necessidade de eliminação das Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) como indexador da Dívida Mobiliária Federal interna (DMFi), por meio de uma política ativa de administração da dívida pública, com o objetivo de diminuir os custos de administração da dívida, no médio e longo prazo, para aumentar a eficácia da política monetária e, conseqüentemente, reduzir a taxa de juros do país.

2.1.5 Estudos Empíricos sobre a Política Monetária no Brasil

Embora a estabilidade monetária no Brasil seja recente, já foram realizados estudos significativos, com o intuito de identificar os mecanismos de transmissão da política monetária por meio de modelos estruturais. Como poderá ser observado, todos os trabalhos apresentados a seguir relacionam somente os efeitos da política monetária com as variáveis macroeconômicas, o que vem a reforçar a relevância da realização do presente estudo.

2.1.5.1 Modelos Estruturais de Pequena e Média Escala

Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) apresentaram em seu estudo o processo de implementação do regime de metas de inflação no Brasil. Segundo estes autores, o Departamento de Pesquisa do Banco Central do Brasil tem desenvolvido uma série de ferramentas para dar suporte ao processo de tomada de decisão. Uma delas é um modelo estrutural macroeconômico de pequena escala dos mecanismos de transmissão da política monetária para os preços.

O modelo estrutural macroeconômico de pequena escala, construído pelo Banco Central, é composto por um conjunto de equações simplificadas, descrito como:

- (i) uma equação do tipo IS, que expressa o hiato do produto como função de suas próprias defasagens, da taxa de juro real (*ex ante ou ex post*), e da taxa de câmbio real;
- (ii) uma curva de *Phillips*, que expressa a taxa de inflação como função de suas próprias defasagens, das expectativas de seus valores futuros, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal (e que impõe a condição de neutralidade de longo prazo);

(iii) uma condição de paridade descoberta de juros que relaciona a diferença entre as taxas de juros doméstica e internacional com a taxa de desvalorização esperada da moeda doméstica (o Real), e o prêmio de risco; e (iv) uma regra de taxas de juros, alternativamente regras fixas para taxas de juros nominal ou real, regras de Taylor (com pesos para desvios contemporâneos da inflação e do hiato do produto), regras voltadas para o futuro (com pesos para desvios da inflação esperada em relação à meta), e regras ótimas determinísticas e estocásticas. (BOGDANSKI, TOMBINI, WERLANG, 2000, p. 16)¹³

Os resultados obtidos com a aplicação deste modelo demonstram que a economia brasileira apresenta características, que permitem assegurar que uma modificação na taxa de juros afeta o consumo de bens duráveis e o investimento, num período entre 3 e 6 meses, influenciando o hiato do produto; e esta alteração gera um efeito significativo sobre a inflação após 3 meses. Observa-se, ainda, que um choque na taxa de juros demora aproximadamente 9 meses para afetar a inflação, seguindo a trajetória pela demanda agregada. Os autores também concluíram que o canal do crédito não prejudica a transmissão da política monetária.

Freitas e Muinhos (2001) desenvolveram um modelo para o mecanismo de transmissão, que passa pelo hiato do produto, chegando até a inflação. Estimaram uma curva IS, uma curva de Phillips e uma equação para a taxa de câmbio nominal para o Brasil, no período de 1995 a 1999, utilizando dados trimestrais.

De acordo com os resultados obtidos, Freitas e Muinhos (2001) concluíram que o efeito da taxa de juros sobre a inflação é indireto e leva cerca de dois trimestres para ocorrer. Verificaram que um aumento de 1% na taxa de juros real afetará negativamente o hiato do produto em 0,39%. Dado que, um decréscimo de 1% no hiato do produto reduz a inflação em 0,31%. Então, o efeito final do aumento de 1% na taxa de juros, será a queda em 0,12% na inflação no curto prazo. No longo prazo, levando em consideração coeficientes autorregressivos, o efeito final poderá atingir uma redução na inflação de 0,6%.

Bogdanski *et al.* (2001) desenvolveram uma análise do regime de metas de inflação no Brasil, utilizando o modelo apresentado por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000). Os resultados indicam que os canais de transmissão da política monetária mais importantes para o Brasil são: demanda agregada, taxa de câmbio e expectativas.

Os autores demonstraram que mudanças permanentes na taxa básica de juros levam de 1 a 2 trimestres para impactar a demanda agregada, e que a alteração nessa demanda agregada leva 1 trimestre para afetar a inflação. Este resultado sugere que, pelo canal da demanda

¹³ Livre tradução.

agregada (taxa de juros), a alteração na taxa de juros leva de 2 a 3 trimestres para afetar a inflação. Os mesmos autores verificaram também que o canal da taxa de câmbio tem participação e efeito menor que a demanda agregada e que mudança na taxa de juros afeta tanto a taxa de câmbio como os preços ao consumidor.

Fachada (2001) avaliou os dois anos da adoção do regime de metas de inflação no Brasil. O modelo e os mecanismos de transmissão considerados são os mesmos que o apresentado por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000). Ele verificou que os principais resultados da modelagem indicam que alterações na taxa de juros afetam a demanda agregada em um período de 3 a 6 meses. Além disso, as mudanças no hiato do produto têm um impacto sobre a inflação de aproximadamente 3 meses. Sendo assim, o impacto total das mudanças no curto prazo da taxa de juros sobre a inflação, pelo canal da demanda agregada, tem uma defasagem estimada de 6 a 9 meses.

Muinhos e Alves (2003) apresentaram um modelo macroeconômico de média escala para a economia brasileira, contendo mais de 30 equações. Os autores realizaram simulações para os próximos 30 anos e demonstraram que, entre outros itens, um aumento na taxa SELIC tem seu maior impacto sobre a inflação com um intervalo de 7 trimestres.

Esses autores verificaram ainda que os choques ocorridos no prêmio de risco afetam a inflação por meio de diferentes canais. O primeiro deles é o canal da taxa de câmbio, que causa um acréscimo na inflação via canal direto. O segundo é o da taxa de juros de médio prazo, cujo aumento no prêmio de risco provoca uma elevação na taxa de juros de médio prazo e uma correspondente queda na inflação, via aumento no hiato do produto e taxa de crescimento do PIB. No entanto, o impacto médio de um aumento no prêmio de risco sobre a inflação é positivo e se manifesta no longo prazo.

Muinhos e Alves (2003) apresentaram ainda as limitações do modelo desenvolvido e concluíram que os modelos keynesianos constituem uma ferramenta conveniente para identificar os mecanismos de transmissão da política monetária. Além disto, expuseram que as pesquisas nesta área estão em fase embrionária e que existem desenvolvimentos futuros de investigação a serem buscados.

2.1.5.2 Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR)

Matsumoto (2000) realizou um estudo comparativo dos efeitos da transmissão de política monetária entre Brasil e a Argentina e considerou apenas três variáveis endógenas: o nível do produto real, o nível de preços e a taxa de juros de curtíssimo prazo do mercado

monetário. O autor também utilizou dados trimestrais do período de 1980:2 a 1998:3 e aplicou VAR com identificação recursiva de Cholesky.

Os resultados obtidos neste estudo demonstraram que a função de resposta a impulso do produto e de preços do Brasil, a um choque de um desvio padrão na taxa de juros controlada pelo Banco Central, apresenta os seguintes efeitos: i) a taxa de variação do PIB tem queda de, aproximadamente, 0,24%, após três trimestres; e ii) a variação da taxa de inflação apresenta efeito *price-puzzle*¹⁴ relativamente forte, no início, de cerca de 1,2% e ocorre em 2 trimestres, para só depois chegar à queda propriamente dita de 0,5%, em 5 trimestres. Observa-se que estes resultados podem estar prejudicados em função de o período analisado ter apresentado elevada inflação.

Minella et al. (2003) desenvolveram um estudo com o objetivo de examinar a política monetária e as relações macroeconômicas básicas, que envolvem o produto, a taxa de juros e a moeda no Brasil. Os autores utilizaram quatro variáveis para fazer estimativas de um VAR, como: i) Índice de Produção Industrial com ajuste sazonal (IBGE); ii) Taxa de Inflação medida pelo IGP-DI (FGV); iii) Taxa SELIC (BCB); e iv) um agregado monetário - (BCB). Os dados foram tomados mensalmente e divididos em três períodos: inflação moderada (1975:01-1985:07); inflação alta (1985:08-1994:06); e inflação baixa (1994:09-2000:12).

Os principais resultados obtidos são: i) choques na política monetária têm efeito significativo no produto, isto é, nos três períodos analisados houve aumento na taxa de juros, que causaram declínio no produto, sendo que no período Pós-Plano Real o efeito é maior; ii) apesar do efeito real, os choques na política monetária não reduzem, geralmente, a inflação durante os dois primeiros períodos, embora haja evidências de que eles têm poder de afetar os preços depois que o Plano Real foi implementado, embora os resultados não sejam conclusivos; iii) a taxa de juros não é tão sensível à inflação, respondendo pouco nos primeiros dois meses, em todos os períodos analisados. Ela também não reage para estabilizar o produto. No período mais recente, a taxa de juros responde fortemente às crises financeiras; iv) os choques na taxa de juros são acompanhados por um declínio na quantidade de moeda nos três períodos analisados; e v) o grau de persistência da inflação tem reduzido no período recente.

Arquete e Jayme Jr. (2003) examinaram os efeitos da política monetária brasileira, no período de 1994 a 2002, e verificaram que o efeito da taxa SELIC sobre o hiato do produto

¹⁴ O efeito *price-puzzle* trata-se de “uma resposta positiva e persistente da inflação a um choque na taxa de juros” (FERREIRA; CASTELAR, 2008, p. 47).

ocorre entre o segundo e o sexto mês após o choque, e que a política monetária tem dificuldade de controlar a inflação, em função da sua baixa sensibilidade à taxa SELIC. Os autores verificaram também o importante papel das variáveis externas, da taxa de câmbio e das reservas internacionais, na taxa SELIC e no hiato do produto; além disso, observaram que as relações das variáveis do modelo cessaram entre 12 e 20 meses após os choques.

Fernandes e Toro (2005) realizaram uma estimação com VAR para analisar os mecanismos de transmissão na economia brasileira Pós-Plano Real. Os autores utilizaram as seguintes variáveis: oferta monetária, renda agregada, preços, reservas internacionais e taxas de juros de curto e longo prazo. O objetivo deste estudo foi o de identificar como o mecanismo de transmissão monetária descreve as mudanças nos instrumentos de política monetária (excesso de moeda e taxa de juros de curto prazo) e como afeta a dinâmica da economia via taxa de juros de longo prazo, hiato do produto e a taxa de inflação.

Os resultados empíricos obtidos sugerem que o modelo explica a maior parte da variação dos dados, uma vez que os coeficientes de determinação são elevados. A taxa SELIC é a principal determinante das taxas do mercado e reage não somente ao choque de oferta monetária, mas também ao hiato do produto e às variações nas reservas internacionais. Fernandes e Toro (2005) também encontraram evidências de que, ao mesmo tempo em que as variações da taxa SELIC influenciam as variáveis mencionadas anteriormente, mudanças nestas variáveis também direcionam os rumos da taxa SELIC, pela reação do Banco Central. Estes autores ainda concluem que os resultados empíricos evidenciam que o estoque real de moeda é uma tendência estocástica comum do sistema e que existem três relações de longo prazo: i) uma curva IS, que estabelece uma relação negativa entre o hiato do produto real e a taxa de juros real; ii) o vetor de cointegração determina o nível de reservas, em função da velocidade da moeda, da inflação e das taxas de juros de curto e longo prazo; iii) a identificação da regra de reação monetária do Banco Central para fixar a taxa de juros SELIC.

Mateus (2006) busca identificar as relações entre as variáveis macroeconômicas controladas pelo Banco Central (taxa de juros de curto prazo, agregado monetário) e aquelas que não são controladas (taxa de câmbio, inflação, crescimento econômico, expectativas inflacionárias), para obter estimativas do impacto da política monetária e sua eficácia. Os dados foram coletados mensalmente, no período compreendido entre 1995:02 e 2005:02.

O primeiro modelo desenvolvido neste estudo considera como variáveis endógenas a produção industrial, a taxa de juros de longo prazo, a taxa de câmbio efetiva real, o índice de

preços ao consumidor, risco país e um índice de preços de *commodities*. Como variáveis exógenas, são consideradas a taxa de juros de curto prazo e M1¹⁵. O VAR foi construído por meio da decomposição de Cholesky e a Função de Resposta a Impulso para 36 períodos à frente e demonstrou que a taxa de juros de curto prazo exerce efeito sobre a inflação no Brasil. O VAR demonstrou ainda que inovações positivas na taxa de juros reduzem o nível de preços, tendo seu efeito máximo após 18 meses. O aumento da taxa de juros impacta a taxa de câmbio, por meio do rendimento de ativos denominados em reais, por conta do aumento na procura por estes ativos, sendo que o efeito é mantido a longo prazo. A elevação na taxa de juros reduz o produto a curto prazo, sendo que a longo prazo o impacto é próximo de zero. A resposta do produto é mais rápida do que nos preços.

Neste estudo, o autor incorpora as expectativas inflacionárias como variável endógena no primeiro modelo para definir o segundo modelo. Foi verificado que um aumento da taxa de juros de curto prazo provocou uma apreciação na taxa de câmbio, a redução no nível de preços e no produto. As expectativas inflacionárias também se reduziram com a elevação na taxa de juros. A resposta do produto é mais rápida do que ocorre nos preços.

Céspedes, Lima e Maka (2008) investigaram as relações estocásticas e dinâmicas de um grupo de variáveis macroeconômicas, para o período Pós-Plano Real. As variáveis consideradas neste estudo são: índice de preços (IPCA), índice de produção industrial, taxa de câmbio nominal, taxa de juros de curto prazo (SELIC), taxa de juros de médio prazo (Swap 180 – BM&F) e um agregado monetário – M1. Os dados são tomados mensalmente em dois subperíodos: 1996:07 a 1998:08; e 1999:03 a 2004:12. Para o primeiro subperíodo houve a substituição da taxa de câmbio nominal pelas reservas externas líquidas, por conta do controle exercido sobre o câmbio. Foram adotados vários modelos VAR estruturais para realizar uma investigação empírica de fatos estilizados, relativos aos impactos de curto prazo das fontes exógenas de flutuação, identificadas por um grupo de variáveis.

Os resultados empíricos obtidos das funções de resposta a impulso indicam que: i) com relação ao período 1996:07 a 1998:03, foi verificado que um aumento da taxa SELIC provoca uma queda no produto, mas causa incerteza quanto à reação dos preços; ii) já no período de 1999:03 a 2004:12, ficou demonstrado que uma elevação na taxa SELIC promove a queda nos preços em 4 meses. O produto diminui e a taxa de câmbio se aprecia. O destaque deste estudo é que os autores consideraram apenas a transmissão via canal da taxa de juros.

¹⁵ M1 representa a oferta monetária que se refere à base monetária e aos meios de pagamentos ocorridos no mês (R\$ milhões), sendo os dados obtidos do Boletim/Moeda do BCB.

Mendonça, Medrano e Sachsida (2010) investigaram os efeitos da política monetária sobre o PIB e sobre a inflação para a economia brasileira, durante o período de julho/1999 a maio/2010. As variáveis utilizadas no modelo foram: PIB real, taxa de juros nominal de curto prazo (taxa SELIC), IPCA, taxa de câmbio, taxa de juros nominal de médio prazo (SWAP) e uma variável representativa do estoque de crédito ao setor privado. Os resultados obtidos mostram que um choque monetário contracionista provavelmente produzirá um impacto negativo tanto no PIB real como no IPCA. Os resultados apontam que: i) com 65% de probabilidade, o PIB real cai imediatamente após o choque monetário; ii) com 35% de probabilidade, o IPCA cai até 0,10% durante os seis primeiros meses após o choque; e iii) a resposta contemporânea da taxa de juros nominal de médio prazo é proporcionalmente mais alta que o choque na taxa SELIC, sendo que após o primeiro momento, essas variáveis têm movimento similar.

2.2 Política Monetária e Mercado de Capitais

A compreensão das relações entre a política monetária e o mercado de capitais tem importância crucial para a compreensão do mecanismo de transmissão da política monetária. Bernanke e Kuttner (2005) enfatizam que, segundo a sabedoria convencional, as mudanças da política monetária são transmitidas para o mercado acionário, principalmente, por meio de mudanças nos valores das carteiras privadas (o chamado efeito riqueza) e da evolução do custo de capital. Esses autores destacam, ainda que observadores também veem o mercado acionário como uma fonte independente de volatilidade macroeconômica, a que os responsáveis políticos podem querer responder, sendo necessária a obtenção de estimativas quantitativas das relações entre mudanças na política monetária e os preços das ações.

Neste contexto, a Seção 2.2.1 discorre sobre o mecanismo de transmissão da política monetária mediante o preço dos ativos; a Seção 2.2.2 apresenta a relação do mercado acionário com a taxa de câmbio; a Seção 2.2.3 discorre sobre a relação entre o mercado acionário brasileiro e o americano; e a Seção 2.1.4 apresenta os estudos empíricos sobre política monetária e seus impactos no mercado acionário.

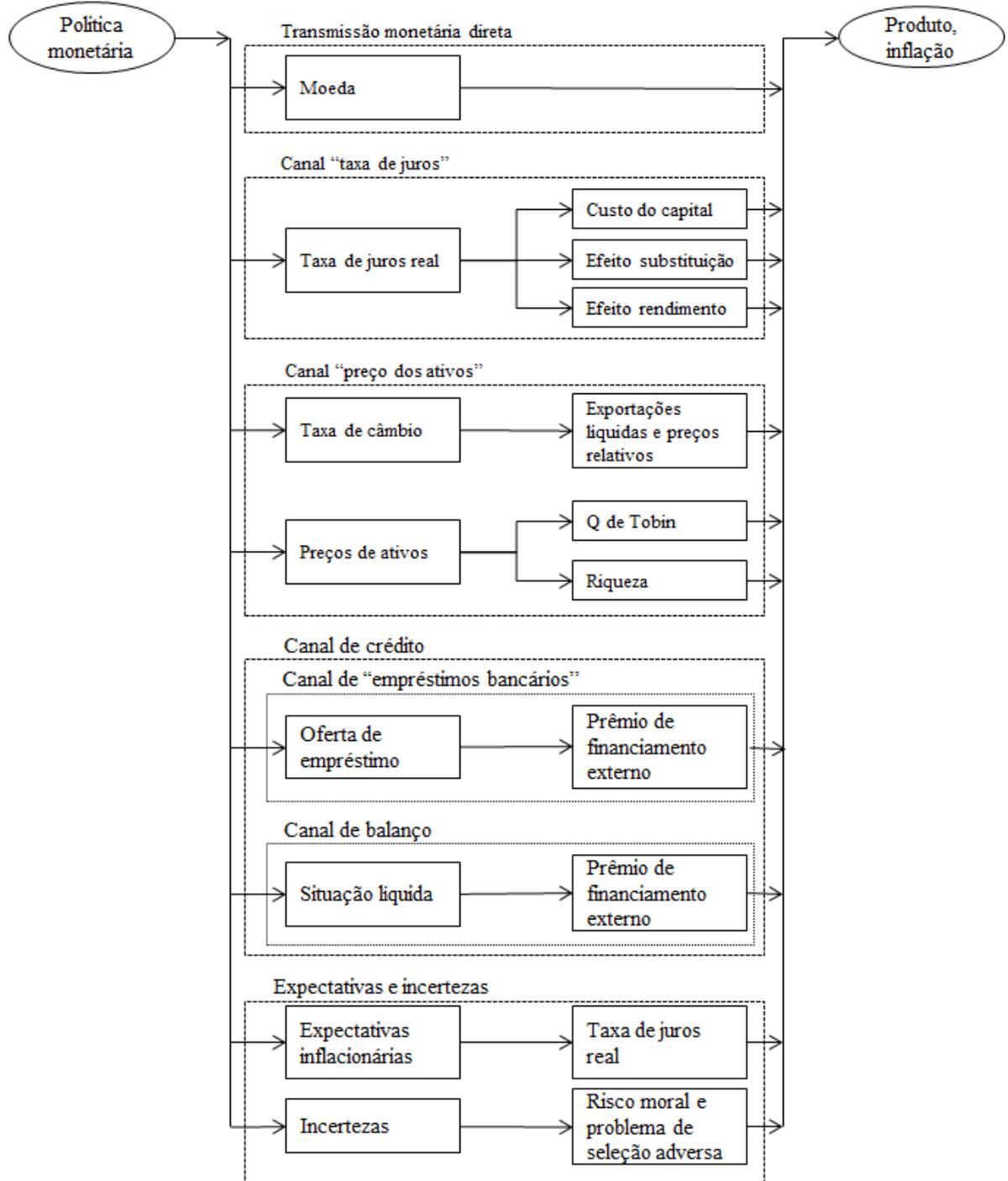
2.2.1 Mecanismo de Transmissão da Política Monetária através do Preço dos Ativos

O mecanismo de transmissão da política monetária consiste em diferentes canais interligados, constituindo uma estrutura por intermédio da qual a política monetária irá se realizar. Fatores estruturais e institucionais constituem a base das diferentes visões do

mecanismo de transmissão, tais como: aqueles que determinam o funcionamento dos mercados, o grau de desenvolvimento financeiro da economia, o comportamento financeiro das empresas e dos intermediários financeiros e a composição dos seus balanços.

Bondt (1998) apresenta o mecanismo de transmissão monetária em cinco canais abrangentes, como se observa na Figura 4.

Figura 4: Canais de transmissão monetária



Fonte: Bondt (1998, p. 4), adaptado. Livre tradução.

O canal de transmissão da política monetária, foco do presente estudo, é o do valor dos ativos. Além da transmissão monetária direta e das taxas de juros, as decisões de política monetária são transmitidas para a atividade econômica real via preços dos ativos, tais como a taxa de câmbio, preços de ações e títulos, preços de imóveis, entre outros.

Esse mecanismo baseia-se na existência de uma relação estável entre as taxas de juros observadas em uma curva de rendimentos¹⁶, onde o BCB manipularia toda a estrutura de taxas de juros, ao mover a taxa de curtíssimo prazo. Destacam ainda que, segundo essa concepção, a autoridade monetária estaria desalinhando a teia de relações financeiras induzindo os agentes a se adaptarem à nova situação, por meio de alteração de suas carteiras de papéis, causando desta forma movimentos de preços dos ativos que restabeleceriam relações normais entre as taxas (CARVALHO et al., 2007).

Tomemos como exemplo uma elevação da taxa de curtíssimo prazo. Neste caso, papéis com maturidades imediatamente superiores estariam pagando um acréscimo de taxa de juros que não mais compensaria o risco adicional que representa a maturidade mais longa. Os investidores tentariam realinhar suas carteiras, vendendo o papel de maior maturidade, cuja taxa de juros deixou de ser atraente, para comprar o de curtíssimo prazo, cujo risco é menor, mas cuja remuneração cresceu. A pressão de venda dos papéis de maturidade maior faria com que seu preço de mercado caísse, subindo, portanto, sua taxa de juros. Esta alta da taxa de juros paga sobre o papel de maturidade serviria para realinhá-la com a nova taxa de curtíssimo prazo. Processo semelhante faria com que subissem as taxas de juros sobre os papéis de todas as outras maturidades. Com isso, ao se concluir a sequência de mudanças, todo o conjunto de taxas de juros teria se deslocado para cima em reação à elevação de uma única delas, a taxa de curtíssimo prazo fixada pela autoridade monetária (CARVALHO et al., 2007, p. 203).

O deslocamento da curva de rendimento reflete simplesmente uma mudança nas taxas de retorno pagas no mercado financeiro. Mas, como o objetivo da política monetária é influenciar a demanda agregada por bens e serviços, de modo a influenciar as variáveis nominais, como a taxa de inflação, e as variáveis reais, como o nível de atividade, o deslocamento da curva de rendimentos impacta na variação dos preços dos ativos que é dado pelo efeito riqueza (CARVALHO et al., 2007).

Segundo Mishkin (1995), embora os monetaristas sejam relutantes em comprometer-se com os mecanismos de transmissão da política monetária específicos, porque entendem que

¹⁶ “A curva de rendimento é uma construção utilizada para mostrar a relação entre as taxas de juros incidentes sobre contratos de dívida semelhantes em tudo menos nas suas maturidades. Em si, essa curva é apenas descritiva. Ela não é derivada de nenhuma teoria particular das taxas de juros, mas, sim, da observação das taxas efetivamente pagas no mercado por papéis de diferentes maturidades” (CARVALHO et al., 2007, p. 199).

esses mecanismos mudam durante ciclos de negócios diferentes, ainda assim apontam dois canais que são frequentemente utilizados: o primeiro envolve a teoria de investimento q de Tobin; e o segundo, o efeito da riqueza sobre o consumo.

Tobin (1969) define “ q ” como o valor de mercado das empresas dividido pelo custo de reposição de capital, permitindo, desta forma, mensurar a relação entre capital real e o capital planejado, constituindo um mecanismo de avaliação do retorno de um novo investimento. Assim, se for observado um alto valor de “ q ”, implica dizer que as empresas podem emitir ações a um preço favorável em comparação com os custos de realização de novos investimentos em novas fábricas e equipamentos. No entanto, se “ q ” for baixo, haverá estímulo para desinvestimento, uma vez que o valor de mercado da empresa é baixo em relação ao custo do capital.

A conexão entre a política monetária e o preço das ações pode ser compreendida pelos efeitos provenientes de uma contração monetária. Quando a oferta de moeda reduz, os agentes acreditam que têm menos numerários, o que os levam à redução nos seus gastos. Então, esse decréscimo na oferta de moeda causa diminuição na demanda por ações e, conseqüentemente, provoca redução nos seus preços. Uma conclusão semelhante é dada na visão keynesiana, em que a política monetária contracionista, com elevação da taxa de juros, torna os títulos mais atraentes do que as ações, causando, conseqüentemente, redução dos seus preços (MISHKIN, 1995).

Um canal alternativo para a transmissão do preço das ações ocorre por meio do efeito riqueza sobre o consumo. Bernanke e Gertler (1995) apresentam o efeito riqueza como um dos canais suplementares de transmissão da política monetária, no qual a riqueza das famílias é determinante em suas despesas de consumo. A conexão desse canal com a política monetária se dá pela relação existente entre a taxa de juros e o preço dos ativos, em que uma alta da taxa de juros, induzida pela política monetária, reduziria o valor dos ativos que constituem o patrimônio, tais como: ações, títulos portadores de juros e imóveis. Essa ação provocaria a redução da riqueza das famílias e, conseqüentemente, a redução de seu consumo.

Mishkin (1995) diz que esse canal tem como referência o modelo do ciclo de vida de Modigliani (1971), no qual a renda varia ao longo da vida das pessoas, sendo decomposta em capital humano, capital real e riqueza financeira. Esse autor disse, ainda, que as ações são componentes importantes da riqueza financeira e que, quando os seus preços caem, o valor da riqueza financeira diminui, causando decréscimo nos recursos dos consumidores, ao longo da vida e, conseqüentemente, uma provável redução no consumo. Deste modo, a política monetária contracionista pode levar a um declínio nos preços das ações.

Verifica-se, neste caso, que o efeito riqueza espelha o impacto *ex-post* no valor total do patrimônio em relação aos preços dos ativos que o constituem dada uma alteração na taxa de juros.

Mendonça (2001) destaca que o canal de preço dos ativos é relevante em países onde o mercado acionário é forte, tais como Estados Unidos e Inglaterra, e que, no caso de países onde o mercado acionário ainda não é forte, como o Brasil, esse mecanismo de transmissão apresenta pouca relevância prática.

Rigobon e Sack (2004) dizem que as análises dos preços dos ativos em relação às alterações da política monetária são dificultadas em função da endogeneidade das decisões políticas, além do fato de tanto as taxas de juros quanto os preços dos ativos serem influenciados por muitas outras variáveis.

Lima e Jorge Neto (2004) analisaram o efeito da política monetária no preço dos ativos financeiros no Brasil, focando o efeito da taxa de juros sobre os preços das ações da carteira *IBX-50 T* entre os anos de 2000 e 2002. Após um estudo de eventos, os resultados mostraram que a evolução dos retornos anormais não se alterou de forma significativa na presença de elevações da taxa de juros.

2.2.2 A Relação do Mercado Acionário com a Taxa de Câmbio

O mecanismo de transmissão da política monetária criado pela liberalização financeira internacional é o canal da taxa de câmbio. Este mecanismo opera quando um país adota o regime de câmbio flutuante, em que é permitido que a taxa de câmbio flutue em conformidade com as demandas e ofertas privadas de moeda estrangeira (CARVALHO et al., 2007).

Sicsú (2008) explica que o fato de a obrigatoriedade institucional do investidor internacional adentrar um país com dólar, ter que convertê-lo em moeda doméstica, para só então comprar títulos domésticos (e impõe a mesma condição em sentido inverso no momento da saída), constitui fator motivador de expectativa cambial, uma vez que, durante o tempo de permanência do capital no país, a taxa de câmbio poderá se valorizar ou desvalorizar. Assim, a expectativa cambial pode ser considerada um componente importante do risco de carregamento de um ativo em moeda doméstica por impor um custo de transação para aquele que deseja obter máxima liquidez, ou risco zero, em um ambiente financeiramente globalizado.

Para Carvalho et al. (2007), esse mecanismo de transmissão da política monetária deve ser considerado em conjunto com o canal de preço dos ativos, em função da curva de rendimentos. O BCB, ao elevar as taxas de juros, é capaz de deslocar a curva de rendimentos

na direção almejada. Uma vez que os detentores de capital não precisam mais se preocupar com barreiras nacionais, eles buscarão melhores retornos para seus investimentos e, se as taxas de juros domésticas forem superiores aos retornos esperados sobre aplicações financeiras no exterior, não só os investidores nacionais, como também os estrangeiros tentarão aplicar seus recursos no mercado doméstico. O oposto também ocorrerá quando o retorno esperado nos mercados dos outros países superar os do mercado doméstico.

A manutenção da atratividade dos retornos domésticos faz com que aumente a demanda por moeda doméstica, uma vez que os investidores estrangeiros terão que comprá-la antes de realizarem seus investimentos. Este excesso de demanda, em um regime de câmbio flutuante, gera a valorização da moeda local diante das demais moedas de outros países.

Jefferis e Okeahalam (2000) analisaram o impacto de fatores econômicos nacionais e estrangeiros sobre o retorno do mercado acionário da África do Sul, Zimbábue e Botswana, no período de 1985 a 1995. Os autores utilizaram técnicas de cointegração e correção dos erros para a análise dos dados. Os resultados empíricos obtidos para os países do sul africano indicaram que os preços reais das ações são positivamente relacionados à taxa de câmbio real.

Fang (2002) realizou um estudo para verificar os efeitos da desvalorização cambial sobre os retornos das ações da Tailândia e dos quatro tigres asiáticos. Considerou que as taxas de câmbio podem influenciar os preços das ações, na atual condição de economia globalizada. Os resultados obtidos foram opostos aos de Jefferis e Okeahalam (2000), que fornece evidências de que uma desvalorização da moeda doméstica afeta negativamente os retornos das ações e/ou aumenta a volatilidade do mercado, durante o período das crises asiáticas (1997-1999). Esses resultados sugerem, aos investidores e gestores de fundos internacionais, que eles devem avaliar a estabilidade dos mercados cambiais estrangeiros antes de investirem nos mercados de capitais.

Sanvicente (2002) analisou a relação contemporânea e defasada entre fluxos de entrada e de saída de recursos, nos fundos de ações no Brasil, e o desempenho de alguns ativos (IBOVESPA, taxa de câmbio comercial e taxa de juros no mercado interbancário). Entre os resultados obtidos, verificam-se evidências de que a variação da taxa de câmbio parece determinar o comportamento subsequente da captação líquida agregada pelos fundos de ações, mas não o contrário. Também o autor encontrou evidências de forte correlação negativa contemporânea entre a taxa de retorno do IBOVESPA e a variação da taxa de câmbio.

Grôppo (2004) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas; entre elas, a taxa de câmbio, e o mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado VAR. Esse autor empregou o procedimento de Bernanke (1986),

buscando eliminar a instabilidade dos resultados, ao se utilizar do VAR convencional. Os resultados obtidos evidenciaram a elevada sensibilidade do IBOVESPA em relação à taxa de câmbio. Observa-se que um aumento de 10% na taxa de câmbio leva a uma redução de 1,3% no IBOVESPA.

De Medeiros e Ramos (2004) procuraram mostrar que as verdadeiras dificuldades para o desenvolvimento do mercado acionário brasileiro são de natureza econômica, política e social. Os autores destacam que as dificuldades de natureza econômica refletem-se nas elevadas taxas de juros e no baixo crescimento do país, e as de natureza política e social refletem no risco país. Os resultados obtidos apontam evidências de que: (a) as variáveis que afetam positivamente o mercado acionário brasileiro são o crescimento econômico, a taxa de câmbio e o desempenho do mercado internacional; e (b) as variáveis que afetam negativamente o mercado acionário brasileiro são as taxas de juros nacionais e o risco-país.

Grôppo (2006) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis de política monetária, entre elas a taxa de câmbio e o mercado acionário brasileiro sobre o IBOVESPA. O autor utilizou o enfoque multivariado (VAR) e a função de resposta a impulsos bem como a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis de política monetária sobre o IBOVESPA. O período analisado foi de 1995 a 2005, sendo incluída em seus estudos uma variável *dummy* para representar a mudança estrutural, resultante da mudança do regime cambial de 1999. Entre os resultados obtidos, verifica-se que a maior sensibilidade do IBOVESPA é em relação à taxa de câmbio, e que uma depreciação inesperada do câmbio na ordem de 10% impacta negativamente o IBOVESPA, em 11,6%. No que se refere à função impulso resposta, a taxa de câmbio é a variável que tem o maior poder explanatório sobre o IBOVESPA, com parcela média na decomposição da variância do erro de previsão de 22,4%.

Franzen et al.(2009) verificaram como os fluxos de investimento para o mercado acionário brasileiro são afetados pelo retorno do IBOVESPA, variação cambial, taxa SELIC e risco-país, no período de 1995 a 2005. Em função da adoção do regime de câmbio flutuante no Brasil, os autores estimaram duas regressões, para período antes e após janeiro de 1999. Entre os resultados obtidos, há evidências de que os fluxos de investimento são influenciados pela taxa de câmbio mediante o efeito sobre o preço relativo das ações da Bovespa, uma vez que estas apresentam custos menores para o investidor estrangeiro quando há depreciação da moeda brasileira.

Segundo Vartanian (2012), a análise da trajetória do mercado acionário brasileiro, exclusivamente sob um regime de câmbio flutuante, é menos recorrente porque as análises de cointegração e as de causalidade exigem amplitude temporal. Este autor desenvolveu um

estudo para avaliar o comportamento do IBOVESPA, no período de 1999 a 2010, frente ao índice Dow Jones, os preços de *commodities* no mercado internacional e a taxa de câmbio. Entre os resultados obtidos, verifica-se que não foram encontradas evidências de que exista uma relação a longo prazo entre o comportamento dos preços das ações das bolsas de valores no regime de câmbio flutuante.

2.2.3 A Relação entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte-Americano

Uma das consequências da globalização da economia é a integração dos mercados acionários mundiais, que faz com estes se movimentem conjuntamente, ou seja, a ocorrência de um evento de grande relevância pode provocar queda ou aumento nos índices gerais de bolsas de valores de todo o mundo instantaneamente.

Segundo Fama (1970), a Hipótese de Mercado Eficiente – HME – estabelece que os preços das ações não são previsíveis, e, desta forma, não permitem a arbitragem porque se comportam como um passeio aleatório. No entanto, se a HME falhar, os ativos em um mercado mais eficiente, como os Estados Unidos, por exemplo, podem provocar movimentos nos preços de um mercado menos desenvolvido, como o do Brasil, por exemplo, caso estes sejam parcialmente integrados.

Para Oliveira e De Medeiros (2009), isto provoca um efeito *lead-lag*, o qual ocorre quando há um país que lidera (*lead*) e outro(s) que o segue(m) com uma defasagem (*lag*), ao se considerarem os movimentos nos preços de dois ou mais mercados. Neste caso, há de se considerar a quebra da HME porque seria possível prever, com certo nível de confiança, os movimentos de preços no(s) mercado(s) liderado(s), em função dos movimentos de preços no mercado líder, possibilitando a obtenção de retornos anormais no(s) mercado(s) liderado(s). No entanto, a impossibilidade de retornos anormais devido aos custos de transação não permite que se possa afirmar que houve quebra da HME.

Na literatura também há a definição do efeito contágio, o qual, segundo Dornbusch, Park e Claessens (2000), refere-se à propagação de perturbações nos mercados de um país para outro, em um processo de comovimento nas taxas de câmbio, nas ações, nos títulos soberanos e nos fluxos de capital diante de um choque.

Vartanian (2012) observa que a literatura apresenta inúmeras abordagens com as relações entre o mercado norte-americano e o brasileiro, por meio da utilização da teoria de cointegração de Johansen, por intermédio dos modelos VAR e por meio de vetores de cointegração (modelo VEC – Vector Error Correction).

Leal e Costa Jr. (1998) avaliaram a integração das bolsas brasileiras (IBOVESPA) e argentinas, no período de janeiro de 1991 a junho de 1996, com o mercado norte-americano (S&P 500) e com o mercado mundial (*Morgan Stanley World Index* – MSWI). Os resultados indicam que há integração do mercado acionário brasileiro com o americano a partir do ano de 1993.

Sanvicente (1998) utilizou dados diários do IBOVESPA e do Índice Dow Jones, no período de janeiro de 1986 a dezembro de 1997 e, contrário ao estudo de Leal e Costa Jr. (1998), os resultados não apontaram evidências de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e o norte-americano.

Grôppo et al. (2001) utilizaram o teste de causalidade, no período de 03 de junho de 1991 a 26 de abril de 2000, para verificarem a integração dos mercados brasileiro (IBOVESPA), norte-americano (Dow Jones) e argentino (Merval). Subdividiram este período em três, correspondentes aos seguintes eventos: implantação do Plano Real, o período pós-implantação do Plano Real e o período pós-desvalorização do Real. Os resultados indicam que há evidências de interferências do mercado norte-americano sobre o mercado acionário brasileiro. Além disso, foi possível identificar relações de cointegração entre os mercados.

Pereira, Dantas e Costa Jr. (2002) investigaram a existência de cointegração, pela metodologia de Johansen, das principais bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão, no período de julho de 1994 a março de 2001, e não identificaram relações de cointegração entre as bolsas norte-americanas (Dow Jones e Nasdaq) e a brasileira (IBOVESPA).

Tabak e Lima (2003), após analisarem o período de janeiro de 1995 a março de 2001, também não encontraram evidências de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e o norte-americano. Os autores argumentaram que este resultado pode ter sido influenciado pela mudança do regime cambial e a consequente desvalorização do real, que provocaram uma queda forte no IBOVESPA, no período analisado.

Pimenta Jr. (2004) avaliou a influência do mercado norte-americano (Nasdaq) sobre as bolsas da Argentina, do Brasil, Chile e México, aplicando um modelo VAR, no período de 1992 a 2003. Os resultados indicam evidências de que há efeitos de interdependência do mercado americano sobre as bolsas dos quatro países analisados. Mesmo o estudo apresentando várias quebras estruturais, ainda assim foi detectada a influência da Nasdaq sobre o IBOVESPA.

Caselani e Eid Jr. (2005) desenvolveram um modelo multivariado, que evidenciou, além dos aspectos de retroalimentação da volatilidade, a relação com os retornos das ações.

Os autores analisaram o período de 1995 a 2005 e não encontraram evidências de influência do mercado acionário norte-americano sobre o brasileiro.

Lamounier e Nogueira (2007) procuraram verificar as relações entre os retornos dos principais mercados de capitais emergentes e dos principais mercados desenvolvidos. Identificaram efeitos significantes entre os mercados internacionais e o brasileiro, utilizando teste de causalidade no período de setembro de 1995 a dezembro de 2005. Dividiram o período em dois, sendo o primeiro até dezembro de 2002, que foi caracterizado por crises internacionais; e o segundo, caracterizado pela relativa estabilidade. Os resultados contêm indícios de que tanto o mercado brasileiro quanto às demais bolsas dos países emergentes analisados são influenciados, em curto prazo, pelas bolsas dos mercados norte-americano e londrino.

Oliveira e De Medeiros (2009) testaram a existência de efeitos *lead-lag* entre os mercados acionários norte-americano (Dow Jones) e o brasileiro (IBOVESPA), utilizando dados com frequência de um minuto, na cotação de fechamento, no período de 19 de julho de 2006 a 28 de setembro de 2007, totalizando 105.443 observações. Os autores utilizaram diversos modelos econométricos: análise de regressão, análise de cointegração, modelo VAR/VECM, análise de causalidade Granger e modelo GARCH. Os resultados mostram evidências de que o índice IBOVESPA é, em grande parte, explicado pelo movimento do Índice Dow Jones em minutos anteriores.

Vartanian (2012) verificou o efeito contágio do índice Dow Jones e dos preços das *commodities* sobre o IBOVESPA, no período de 1999 a 2010, aplicando os modelos de cointegração de Johansen e de VAR. Os resultados do teste de cointegração não indicam a existência de relações de longo prazo entre as variáveis. No que se refere aos efeitos de curto prazo, as funções de resposta ao impulso mostraram que o mercado acionário brasileiro reage positivamente aos choques nos preços das *commodities* e ao índice Dow Jones, sugerindo a presença do efeito contágio.

2.2.4 Estudos Empíricos sobre Política Monetária e seus Impactos no Mercado Acionário

Com relação às respostas dos preços no mercado acionário às ações de política monetária, é necessário levar em consideração o fato de que o mercado não responde, no momento da ação, às ações de política monetária que já foram antecipadas. Neste contexto, a distinção entre ações esperadas e inesperadas de política monetária é essencial para discernir

os seus efeitos (BERNANKE; KUTTNER, 2005). Diversos estudos foram, então, realizados com o intuito de verificar o impacto da política monetária no mercado acionário.

Smirlock e Yawitz (1985) desenvolveram estudo com o objetivo de verificar como os incrementos exógenos nas taxas de redesconto reduziram os retornos calculados pelo índice NYSE, na primeira metade da década de mil novecentos e oitenta. O ponto crucial para a realização deste estudo foi a tentativa dos autores de separar as mudanças esperadas da taxa de desconto de mudanças inesperadas, ou equivalentemente, o componente esperado das mudanças da taxa de desconto baseado no componente inesperado. O foco da análise empírica destes autores é a interação entre exogeneidade da taxa de juros, o regime de política monetária e os efeitos da publicação da própria taxa de juros. Entre os resultados obtidos, há evidências de que os mercados reagem somente quando se torna visível uma mudança na condução da política – quando uma reação do mercado é desejável pelos agentes de mercado – e não pelos ajustes técnicos na taxa de juros. Destacam ainda que a taxa de juros é uma ferramenta útil para a política monetária, uma vez que o mercado acompanha e reage às suas variações ao longo do tempo.

Pearce e Roley (1985) examinaram a resposta diária dos preços das ações aos anúncios sobre a oferta monetária, a inflação, a atividade econômica real e a taxa de juros do *Federal Reserve*. Os resultados empíricos sustentam a hipótese de eficiência de mercado e indicam que surpresas relacionadas com a política monetária afetam significativamente os preços das ações. Em particular, os anúncios surpresas sobre a oferta monetária têm efeito negativo significativo sobre os preços das ações no período da amostragem, iniciado em setembro de 1977 e terminado em outubro de 1982. No início da subamostra, em outubro de 1979, as alterações na taxa de juros também apresentaram efeitos negativos e significantes.

Hardouvelis (1987) analisou a resposta dos preços das ações aos anúncios utilizando 15 variáveis representativas macroeconômicas. Ele argumentou que os anúncios surpresas sobre a oferta monetária causariam inflação, reduzindo lucros reais e, possivelmente, os retornos das ações (hipótese da inflação esperada), o que poderia levar os mercados a supor futuras reduções da oferta monetária, maiores taxas reais e, portanto, menores retornos. Os resultados indicam que os preços das ações respondem principalmente aos anúncios de variáveis monetárias.

Thorbecke e Alami (1994) verificaram o efeito da política monetária sobre o mercado acionário no período de 1974 a 1979, quando ocorreram mudanças de procedimentos operacionais do *Federal Reserve*, em outubro de 1979. Os resultados apontaram uma resposta negativa e significativa dos retornos das ações, na segunda metade da década de 1970, às

mudanças na taxa de juros meta pelo FOMC. Thorbecke (1997) ampliou este estudo, ao examinar como os retornos das ações respondem aos choques de política monetária no período de 1987 a 1994. O autor encontrou evidências de que a política monetária expansionista aumenta os retornos *ex-post* das ações. Após a estimação de um modelo multi-fator, também encontrou evidências de que a exposição à política monetária aumenta o retorno de um ativo *ex-ante*. Os resultados desta pesquisa são consistentes com a hipótese de que a política monetária, pelo menos no curto prazo, tem efeitos reais e quantitativamente importantes sobre variáveis reais. Os resultados também apontaram evidências de que os choques monetários têm efeitos maiores sobre as empresas de pequeno porte do que sobre as grandes empresas, dando suporte à hipótese de que a política monetária é importante, em parte, porque afeta o acesso das empresas ao crédito.

Patelis (1997) verificou se as mudanças na orientação da política monetária podem responder à previsibilidade observada em retornos anormais de ações. Os resultados obtidos, após a utilização de VAR, mostram que as variáveis de política monetária constituem preditores significativas de rentabilidade futura, embora não possam responder totalmente por previsibilidades observáveis de retornos de ações.

Craine e Martin (2003) apresentaram uma inovação ao verificarem os efeitos de choques da política monetária e as respostas do mercado de ações. A inovação consiste na utilização do modelo GARCH para corrigir possível viés de simultaneidade. Os autores também desenvolveram um modelo de fatores multivariados para respostas de ativos a choques de informação comum e não observáveis. Como resultado, foi possível observar que todos os modelos utilizados mostram que os retornos das ações têm uma resposta grande e significativa para surpresas da política monetária.

Ehrmann e Fratzscher (2004) desenvolveram um estudo, cujo objetivo é explicar as variações das reações do mercado de ações dos EUA, no período de 1994 até 2003. A metodologia empregada define surpresas da política monetária como o componente não esperado dos anúncios do *Federal Open Market Committee* – FOMC – ao longo do tempo e da heterogeneidade da resposta de ações individuais. Os resultados obtidos indicam que a política monetária afeta os mercados acionários de maneira fortemente assimétrica, sendo que o efeito desta política sobre os mercados acionários é mais forte quando as mudanças na taxa de juros meta apresentam-se como uma surpresa para os participantes do mercado, quando ocorrem mudanças na direção da política monetária e quando há um alto grau de volatilidade do mercado.

Neri (2004) avaliou os efeitos de choques de política monetária em índices do mercado de ações nos países do G-7 e na Espanha, utilizando a metodologia de VARs estruturais. O modelo é estimado para cada país e os efeitos dos choques da política monetária são avaliados por meio de respostas de impulso. Os autores descobriram que choques de política monetária contracionista, medidos pelo aumento exógeno da taxa de juros de curto prazo têm, em média, efeitos pequenos, negativos e transitórios sobre índices do mercado de ações. A persistência, a magnitude e a duração desses efeitos diferem significativamente entre os países.

Bernanke e Kuttner (2005) analisaram o impacto das mudanças na política monetária no preço das ações, com o objetivo de mensurar a reação média do mercado acionário e entender as fontes econômicas desta reação. Para distinguir entre as ações esperadas e as não esperadas de política monetária, usaram a técnica proposta por Kuttner (2001), que utiliza dados sobre a taxa de juros no mercado futuro, para construir e mensurar a mudança da taxa surpresa. Já para explicar as razões econômicas para a resposta observada do mercado ao elemento surpresa da política monetária, estes autores adaptaram o procedimento utilizado por Campbell (1991) e Campbell e Ammer (1993), sendo que ambos utilizam VAR para calcular as revisões nas expectativas das variáveis-chave. Os resultados indicam que, em média, um corte inesperado hipotético de 25 pontos na meta da taxa dos fundos federais está associado com um aumento de cerca de 1% no índice acionário. Os autores ainda encontraram evidências de que os efeitos das ações da política monetária imprevista na expectativa de retornos adicionais representam a maior parte da resposta do preço das ações.

Honda e Kuroki (2006) desenvolveram um estudo de eventos, no período de julho de 1989 a março de 2001, para verificar os efeitos das mudanças na política monetária sobre os preços das ações no mercado acionário japonês. Os resultados apontam evidências de que o componente não esperado das mudanças das metas das taxas de juros afetam significativamente as taxas de juros de médio e longo prazos e que a diminuição em 1% da surpresa da taxa de juros meta leva, em média, a um aumento de 3% nos preços das ações. Os autores observam que esses resultados são similares aos encontrados para os mercados norte-americanos.

Bredin et al. (2007) desenvolveram um estudo para verificar a influência das mudanças não esperadas na política monetária sobre os retornos das ações agregadas e setoriais do Reino Unido. Realizaram estudo de evento e decomposição da variância, também utilizado por Campbell (1991). Os resultados obtidos da decomposição da variância indicam que o choque da política monetária leva a uma resposta negativa e persistente em relação aos retornos não esperados para uma série de setores.

Ioannidis e Kontonikas (2008) investigaram o impacto da política monetária sobre o retorno das ações em treze países da OECD, durante o período de 1972 a 2002. Os resultados indicam que as mudanças na política monetária afetam significativamente os retornos das ações. Também os autores consideraram, em suas análises, a questão do aumento de comovimento entre os mercados acionários internacionais e, após realizarem análise de sensibilidade, verificaram que os resultados permaneceram praticamente inalterados.

Bjørnland e Leitemo (2009) estimaram a interdependência entre a política monetária dos EUA e o mercado acionário, sendo o S&P 500 utilizado como *proxy*, usando a metodologia SVAR. Os resultados indicam que há interação substancial entre a definição da taxa de juros e os choques de preços de ações nos EUA. Os autores concluíram que a política monetária é importante para a determinação dos preços das ações e que o mercado acionário é uma fonte importante de informação para a condução da política monetária.

Farka (2009) desenvolveu um estudo para verificar os efeitos dos choques da política monetária sobre o nível e a volatilidade dos preços das ações, utilizando o modelo GARCH para a análise dos dados; e os resultados obtidos indicam um impacto significativo de choques de política monetária no nível e na volatilidade dos retornos das ações nos EUA.

Konrad (2009) investiga o impacto da surpresa da política monetária na volatilidade dos retornos dos títulos e ações na Alemanha, utilizando um modelo GARCH-M. Os resultados apontam evidências de que as surpresas da política monetária provocam efeitos maiores na volatilidade dos retornos das ações da Alemanha, nos mercados em baixa, do que em fases com especulação.

Andersson (2010) analisa as reações da volatilidade dos mercados de ações e títulos na zona do euro e nos Estados Unidos, após as decisões de suas políticas monetárias. O autor utilizou dados *intraday* no período de abril de 1999 a maio de 2006. Os resultados obtidos indicam evidências de um crescimento significativo na volatilidade *intraday* na época das ações de política monetária pelos dois bancos centrais. Além disso, os resultados também indicam que parte dos aumentos da volatilidade dos índices de ações podem ser explicados tanto pelas notícias sobre o nível, como pelas revisões nas expectativas futuras da política monetária.

Li, Íscan e Xu (2010) utilizaram um modelo estrutural VAR para verificar o impacto da política monetária no Canadá e Estados Unidos. Os resultados indicam que há uma resposta pequena e imediata dos preços das ações a um choque de política monetária interna contracionista, no Canadá, enquanto nos Estados Unidos a resposta é relativamente grande, dinâmica e relativamente prolongada. Os autores acreditam que essas diferenças são, em

grande parte, impulsionadas pela diferença de horário na abertura do mercado financeiro desses dois países.

Chuliá, Martens e Dijk (2010) verificaram os efeitos dos anúncios do FOMC quanto às decisões sobre as metas das taxas de juros nos retornos individuais das ações. Utilizaram dados *intraday* do S&P 100. Os resultados indicam evidências de que as respostas são significantes apenas para as mudanças não esperadas na meta da taxa de juros. Já as mudanças presumidas não são significantes corroborando a hipótese de eficiência de mercado. No que se refere à análise de efeitos assimétricos das surpresas positivas e negativas nos preços das ações, os resultados foram contrários aos do estudo de Bernanke e Kuttner (2005), demonstrando, desta forma, a vantagem de se utilizar dados *intraday*.

Hussain (2011) desenvolveu um estudo para investigar a resposta do retorno e a volatilidade dos principais índices de ações na Europa e nos Estados Unidos, utilizando dados *intraday*, ligados a um conjunto de dados sobre decisões de política monetária e anúncios de notícias macroeconômicas. Os resultados apontam evidências de que as decisões de política monetária têm influência significativa e imediata sobre a volatilidade e os retornos do índice de ações, tanto no mercado europeu (França, Alemanha, Suíça, Reino Unido) como no mercado americano. Observa-se que este estudo foi utilizado o mesmo nível de dados *intraday* do estudo de Farka (2009), e os resultados são semelhantes; no entanto, esse autor observou que a volatilidade depende do tipo e do tempo dos choques na política monetária.

Vithessonthi e Techarongrojwong (2012) analisaram a resposta do mercado acionário a 50 anúncios da taxa de juros do Banco da Tailândia, durante o período de 2003 a 2009. Os resultados demonstraram que as mudanças na política monetária têm impacto sobre os preços das ações e que estas respondem negativamente à variação não esperada na taxa de juros.

Stoica e Diaconasu (2012) analisaram o impacto da política monetária, via taxa de juros, sobre os índices de ações em países da União Europeia, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2012. Os resultados obtidos revelam a existência de relação de curto e de longo prazo entre a taxa de juros e os preços das ações nos casos da Holanda, França, Finlândia e Itália. Consideraram também o período de crise e verificaram que a situação era diferente, pois foi verificada a relação entre taxa de juros e mercado acionário em vinte países de um total de 27 analisados. Os autores atribuíram este resultado ao efeito contágio da crise frente às incertezas dos investidores em relação ao ambiente macroeconômico desfavorável.

No Brasil, De Medeiros e Ramos (2004) mostraram que as dificuldades para o desenvolvimento do mercado acionário brasileiro têm natureza econômica, político e social. Os dados utilizados têm periodicidade trimestral e referem-se ao período de janeiro de 1995 a

dezembro de 2003. Os resultados obtidos proveem evidências de que os determinantes positivos para o mercado acionário brasileiro são a atividade econômica, a desvalorização cambial e o desempenho dos mercados internacionais, enquanto as taxas de juros nominais e o risco-país constituem determinantes negativos. Concluíram que as elevações da taxa de juros foram certamente deletérias para o desempenho da bolsa brasileira e que as reduções da taxa SELIC, embora tímidas, foram favoráveis à bolsa.

Grôppo (2004) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, entre as quais a taxa de juros de curto prazo, e o mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado VAR. O autor Empregou o procedimento de Bernanke (1986), buscando eliminar a instabilidade dos resultados, ao se utilizar o VAR convencional. Os resultados obtidos evidenciaram a elevada sensibilidade do IBOVESPA em relação à taxa de juros real de curto prazo, tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto da função de elasticidade a resposta a impulsos. Verifica-se que a maior sensibilidade do IBOVESPA é em relação à taxa de juros de curto prazo e que um aumento de 10% nesta taxa leva a uma redução de 12,6% no índice IBOVESPA.

Grôppo (2006) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis de política monetária, entre as quais as taxas de juros de curto e de longo prazo, e o mercado acionário brasileiro, além de verificar o efeito dos choques inesperados nas variáveis de política monetária e o poder explanatório de cada uma das variáveis do modelo sobre o IBOVESPA. O autor utilizou o enfoque multivariado (VAR) e a função de resposta a impulsos e a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis de política monetária sobre o IBOVESPA, além do método de análise de cointegração, proposto por Johansen; os resultados obtidos indicam que as variáveis possuem relação de longo prazo. Entre os resultados obtidos, verifica-se que a taxa de juros de curto prazo e a de longo prazo impactam negativa e contemporaneamente o IBOVESPA. No que se refere à função impulso resposta, a taxa de juros tem poder explanatório sobre o IBOVESPA, com parcela média na decomposição da variância do erro de previsão de 11,3%.

Gonçalves Jr. e Eid Jr. (2011) realizaram um estudo de eventos para avaliar o impacto do incremento não esperado na meta da taxa básica de juros sobre o IBOVESPA no período de junho de 1996 a março de 2006. Os autores utilizaram a taxa média de depósitos interbancários de um dia, o DI 1 dia, pois possui frequência, liquidez e similaridade à taxa SELIC, seguindo as mesmas premissas do estudo de Bernanke Kuttner (2005). Os resultados indicam uma reação não significativa às variações diretas na meta; no entanto, em relação às variações inesperadas, a resposta foi significativa e robusta, estimando-se que a cada ponto

percentual de incremento não esperado na meta da taxa básica esteja associada a uma queda média de 1,3% do IBOVESPA.

Hersen, Lima e Lima (2013) desenvolveram um modelo de regressão linear para analisar e quantificar a influência das alterações da taxa média de juros sobre o preço das ações negociadas na BM&FBOVESPA. Utilizaram as variáveis IBOVESPA e taxa SELIC, referentes ao primeiro dia útil do mês de referência, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2011. Os resultados apontam uma relação inversa significativa entre o preço do mercado de ações e a taxa geral de juros, sendo que de acordo com o modelo estimado, para cada 1% de aumento (redução) na SELIC, o IBOVESPA cai (se eleva) aproximadamente 1.000 pontos.

Oliveira e Costa (2013) também desenvolveram um modelo de regressão linear para analisar empiricamente o impacto das mudanças inesperadas da SELIC no mercado acionário brasileiro no período de janeiro de 2003 a maio de 2012. Os resultados mostram uma relação inversa significativa entre os aumentos não esperados na taxa SELIC e o IBOVESPA, sendo que para cada 1% de aumento (redução) não esperado na taxa SELIC é observado uma redução (aumento) de 3,28% no IBOVESPA.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Do ponto de vista metodológico, o presente estudo pode ser definido como quantitativo-descritivo, por consistir na análise das características de fatos ou fenômenos por meio do estudo de relações entre variáveis (MARCONE; LAKATOS, 2002). A abordagem utilizada é a empírico-analítica, assim definida como as que apresentam, em comum, a utilização de técnicas de coleta, tratamento e análise de dados quantitativos, tendo preocupação com a relação causal entre as variáveis (MARTINS, 2000).

3.1 Seleção e Composição da Amostra

Para mensurar o impacto da política monetária no mercado acionário brasileiro é utilizada a abordagem de estudo de evento, a qual consiste em controlar determinados tipos de informações que, em conjunto, podem afetar o mercado acionário na data em que ocorre a publicação da meta da taxa de juros SELIC.

Campbell, Lo e Mackinlay (1997) recomendam o estreitamento da janela de evento desde que conceitualmente factível. Neste estudo, a janela de evento é definida como a data em que houve a publicação da meta da taxa de juros SELIC, após a realização da reunião do COPOM.

A expectativa do mercado em relação à definição da meta da taxa de juros é coletada pelo Banco Central do Brasil – BCB – e apresentada no Relatório FOCUS. Este relatório é disponibilizado semanalmente no *site* do BCB, desde janeiro de 2001. Os relatórios que deram suporte à análise foram os publicados pelo BCB na semana anterior à da realização das reuniões do COPOM, e que apresentavam as expectativas para a meta da taxa SELIC.

A princípio, o estudo teria como período inicial o mês de junho de 1999, quando o regime de metas inflacionárias foi implantado no Brasil. No entanto, como também é considerada a expectativa do mercado em relação à definição da meta da taxa de juros, o período inicial é março de 2001, quando ocorreu a 57ª reunião do COPOM. O histórico das reuniões do COPOM, no período analisado, é apresentado no APÊNDICE A.

As reuniões ordinárias do COPOM ocorriam mensalmente até dezembro de 2005. A partir de 2006, foram reduzidas para oito ao ano, sendo o calendário anual divulgado até o fim de outubro do ano anterior. No período analisado, ocorreu apenas uma reunião extraordinária, a 76ª, em 14 de outubro de 2002.

A amostra final utilizada para a consecução dos testes empíricos é composta por 114 eventos.

3.2 Especificação dos modelos econométricos

Para a aplicação dos testes empíricos foram especificados modelos de regressão linear, estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários - MQO (OLS – *Ordinary Least Squares*), visando verificar se a política monetária impacta no retorno médio das ações no mercado acionário brasileiro.

Neste estudo é assumida a premissa de que a política monetária é exógena em relação ao mercado acionário e não o oposto.

Para a especificação dos modelos econométricos, começa-se pela metodologia utilizada nos dois modelos de Bernanke e Kuttner (2005). O modelo I considera apenas a variação da meta da taxa de juros observada, sendo apresentado a seguir:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^O + \varepsilon_t \quad (I)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^O : representa a variação da taxa de juros nominal observada na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0, 1$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\sim N(0, \sigma^2)$.

Já o modelo II de Bernanke e Kuttner (2005) considera que a taxa de juros nominal observada pode ser decomposta em um componente esperado e um componente inesperado, isto é, $S_t^O = S_t^e + S_t^u$. Aplicando-se o operador Δ , tem-se que $\Delta S_t^O = \Delta S_t^e + \Delta S_t^u$, resultando em:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^e + \beta_2 \Delta S_t^u + \varepsilon_t \quad (II)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^e : representa a variação da taxa de juros nominal esperada na data do evento t ;

ΔS_t^u : representa a variação da taxa de juros nominal não esperada na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0, 1, 2$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\sim N(0, \sigma^2)$.

Considerando que o mercado acionário brasileiro possui características específicas por tratar-se de mercado emergente, ele possui forte correlação com o mercado acionário norte-americano (OLIVEIRA, DE MEDEIROS, 2009), além de ser sensível às variações da taxa de câmbio (GRÔPPO, 2006).

Assim, além das variáveis explicativas fundamentais, foram incorporadas nos modelos I e II as variáveis de controle representativas (i) das variações da taxa de câmbio brasileira – ΔCAM_t ; (ii) uma *proxy* do mercado acionário norte-americano – RDJ – com o objetivo de aprimorar as evidências empíricas obtidas na realização dos testes, frente às características do mercado acionário brasileiro.

Considerando este contexto, o modelo I de Bernanke e Kuttner (2005) assume a seguinte forma para a realização dos testes empíricos:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^O + \beta_2 \Delta CAM_t + \beta_3 RDJ_t + \varepsilon_t \quad (III)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^O : representa a variação da taxa de juros nominal observada na data do evento t ;

ΔCAM_t : representa a variação da taxa de câmbio real na data do evento t ;

RDJ_t : representa o retorno do índice *Dow Jones* na data do evento t

$\beta_j, j = 0, 1, 2, 3$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\sim N(0, \sigma^2)$.

Já o modelo II de Bernanke e Kuttner (2005), adaptado ao mercado acionário brasileiro, assume a seguinte forma para a realização dos testes empíricos:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^e + \beta_2 \Delta S_t^u + \beta_3 \Delta CAM_t + \beta_4 RDJ_t + \varepsilon_t \quad (IV)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^e : representa a variação da taxa de juros nominal esperada na data do evento t ;

ΔS_t^u : representa a variação da taxa de juros nominal não esperada na data do evento t ;

ΔCAM_t : representa a variação da taxa de câmbio real na data do evento t ;

RDJ_t : representa o retorno do índice *Dow Jones* na data do evento t

$\beta_j; j = 0, 1, 2, , 4$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\sim N(0, \sigma^2)$.

3.3 Definição das Variáveis

Para a obtenção das variáveis explicadas e explicativas foram adotados os procedimentos enumerados a seguir.

3.3.1 Retorno do Mercado Acionário Brasileiro

A *proxy* para a variável explicada nos modelos econométricos propostos (I, II, III e IV) é o retorno do mercado acionário brasileiro – RM – tendo como base o retorno do Índice Bovespa (IBOVESPA).

O IBOVESPA é considerado como o indicador médio das cotações do mercado de ações brasileiro mais importante por retratar o comportamento dos principais papéis negociados na BM&FBOVESPA (aproximadamente 70 papéis) e por manter a integridade de sua série histórica, não sofrendo modificações metodológicas desde sua implantação em 1968.

Para o cálculo do retorno acionário é empregada a forma de capitalização contínua, descrita por Brooks (2002, p.6-8), para a obtenção do retorno do IBOVESPA, como segue:

$$RM_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (3.1)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do IBOVESPA na datado evento t ;

$\ln P_t$: é o logaritmo natural do IBOVESPA fechamento, deflacionado pelo IPCA, na data do evento t ;

$\ln P_{t-1}$: é o logaritmo natural do IBOVESPA fechamento, deflacionado pelo IPCA, na data anterior ao evento t .

3.3.2 Variação da Taxa SELIC Nominal Observada

A *proxy* para a variável explicativa para os modelos I e III é a variação da taxa de juros nominal observada – ΔS^O – assim entendida como a variação da taxa SELIC meta nominal divulgada após cada realização das reuniões do COPOM.

A taxa SELIC meta nominal observada no mercado reúne em sua formação um componente real, que são os juros reais propriamente ditos, e a taxa de inflação *ex post* no período considerado, refletindo, desta forma, as condições instantâneas de liquidez no mercado monetário.

A variação da taxa SELIC nominal observada é definida como:

$$\Delta S_t^O = S_t^O - S_{t-1}^O \quad (3.2)$$

Onde:

ΔS_t^O : é variação da taxa SELIC nominal observada na data do evento t ;

S_t^O : é taxa SELIC meta nominal observada, publicada após o encerramento da reunião do COPOM, na data do evento t ;

S_{t-1}^O : é taxa SELIC meta nominal observada, publicada após o encerramento da última reunião do COPOM, na data do evento $t-1$;

3.3.3 Variação da Taxa SELIC Nominal Esperada

A primeira variável explicativa para os modelos II e IV é a variação da taxa SELIC nominal esperada – ΔS^e – na data da divulgação da taxa SELIC meta, assim entendida como a taxa SELIC meta nominal esperada pelo mercado, obtida no relatório FOCUS, na semana anterior à realização da reunião do COPOM, menos a taxa SELIC meta nominal, publicada na última reunião do COPOM, anterior ao evento t .

É assim definida como:

$$\Delta S_t^e = S_t^e - S_{t-1}^O \quad (3.3)$$

Onde:

ΔS_t^e : é variação da taxa SELIC meta esperada pelo mercado na data do evento t ;

S_t^e : taxa SELIC meta nominal esperada pelo mercado, publicada no relatório FOCUS na semana anterior à realização da reunião do COPOM, na data do evento t ;

S_{t-1}^O : taxa SELIC meta nominal publicada após o encerramento da última reunião do COPOM, no evento $t-1$ ¹⁷;

3.3.4 Variação da Taxa SELIC Nominal Não Esperada

A segunda variável explicativa para os modelos II e IV é a variação da taxa SELIC nominal não esperada – ΔS^u – na data da divulgação da taxa SELIC meta. Sua formulação é decorrente da seguinte lógica: a taxa SELIC meta observada na data do evento t pode ser descrita como:

$$S_t^O = S_t^e + S_t^u$$

Onde: S_t^e = taxa esperada pelo mercado e S_t^u = componente inesperado (surpresa).

Aplicando-se o operador Δ , tem-se que:

$$\Delta S_t^O = \Delta S_t^e + \Delta S_t^u$$

ou

$$\Delta S_t^u = \Delta S_t^O - \Delta S_t^e \quad (3.4)$$

Onde:

ΔS_t^u : variação da taxa SELIC meta não esperada na data do evento t ;

ΔS_t^O : variação da taxa SELIC meta nominal observada na data do evento t ;

ΔS_t^e : variação da taxa SELIC meta esperada pelo mercado na data do evento ¹⁸ t ;

3.4 Variáveis de Controle

A primeira variável de controle incluída nos modelos III e IV é a variação da taxa de câmbio real - ΔCAM - definida como segue:

$$\Delta CAM_t = CAM_t - CAM_{t-1} \quad (3.5)$$

Onde:

¹⁷ A variação da taxa SELIC nominal esperada seria $\Delta S_t^e = S_t^e - S_{t-1}^e$. No entanto, na data t , a taxa SELIC nominal da data $t-1$ já é conhecida. Portanto, S_{t-1}^e deve ser substituída pela taxa SELIC observada S_{t-1}^O .

¹⁸ Como na data do evento não se conhece a taxa SELIC meta esperada pelo mercado - S_t^e , utilizou-se a taxa SELIC esperada divulgada uma semana antes do evento no relatório FOCUS.

ΔCAM_t : representa a variação da taxa de câmbio real na data do evento t ;

CAM_t : é a taxa de câmbio fechamento, deflacionada pelo IPCA e CPI¹⁹, na data do evento t ;

CAM_{t-1} : é a taxa de câmbio fechamento, deflacionada pelo IPCA e CPI, na data anterior ao evento t .

A segunda variável de controle incluída nos modelos III e IV é o retorno do mercado acionário americano – RDJ – tendo como base o retorno do Índice *Dow Jones Industrial Average* (DJIA). Seu cálculo é baseado na cotação das 30 maiores empresas dos Estados Unidos e é tido como referência no mercado financeiro mundial, uma vez que, ao lado do *Nasdaq Composite* e do S&P 500, representam os principais indicadores dos movimentos do mercado americano.

É empregada a forma de capitalização contínua para a obtenção do retorno do DJIA, como segue:

$$RDJ_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (3.6)$$

Onde:

RDJ_t : representa o retorno do DJIA na data do evento t ;

$\ln P_t$: é o logaritmo natural do DJIA fechamento, deflacionado pelo CPI, na data do evento t ;

$\ln P_{t-1}$: é logaritmo natural do DJIA fechamento, deflacionado pelo CPI, na data anterior ao evento t .

3.5 Síntese dos Resultados (Sinais) Esperados

Os testes empíricos foram realizados utilizando-se a especificação de modelo de regressão linear pelo método de MQO. A magnitude e o comportamento das variáveis explicativas em relação à variável explicada dependem da relevância estatística e do sinal de cada um de seus coeficientes.

O Quadro 1 apresenta uma síntese dos resultados esperados em relação ao comportamento e ao sinal dos coeficientes associados às variáveis explicativas, tendo como base a revisão da literatura.

¹⁹ Inflação norte-americana (CPI - *Consumer Price Index*).

Quadro 1: Síntese dos resultados esperados em relação aos coeficientes das variáveis explicativas

Variável	Modelos	Comportamento	Sinal	Estudos realizados
ΔS^o	I e III	O aumento na variação da taxa de juros nominal observada reduz o retorno do mercado acionário.	-	Neri (2004), Grôppo (2004), Grôppo (2006), Hersen, Lima e Lima (2013)
ΔS^e	II e IV	O aumento na variação da taxa de juros nominal esperada reduz o retorno do mercado acionário.	+	Bernanke e Kuttner (2005), Gonçalves Jr. e Eid Jr. (2011), Oliveira e Costa (2013)
ΔS^u	II e IV	O aumento na variação da taxa de juros nominal não esperada reduz o retorno do mercado acionário.	-	Pearce e Roley (1985), Bernake e Kuttner (2005), Honda e Kuroki (2006), Bredin et al. (2007), Oliveira e Costa (2013)
ΔCAM	IV	O aumento na variação da taxa de câmbio reduz o retorno do mercado acionário.	-	Jefferis e Okeahalam (2000), <u>Sanvicente (2002)</u> , <u>Grôppo (2006)</u> .
RDJ	IV	O aumento do retorno do mercado acionário norte-americano aumenta o retorno do mercado acionário brasileiro.	+	Lamounier e Nogueira (2007), Oliveira e De Medeiros (2009), Vartanian (2012)

3.6 Testes e Procedimentos de Robustez

Para verificar a robustez das evidências empíricas obtidas na realização dos testes econométricos, foram adotados os seguintes testes e/ou procedimentos (BROOKS, 2002):

- Teste de significância, sendo o (i) teste t para verificar a significância individual dos coeficientes dos modelos, e o (ii) teste F para verificar se os coeficientes das regressões são significantes conjuntamente.
- Testes ADF-Fisher e PP-Fisher para identificar a existência de raízes unitárias nas séries, de forma a verificar a estacionariedade das séries.
- Teste de Bera-Jarque para verificar a normalidade dos resíduos, uma vez que um dos pressupostos do modelo de regressão linear é de que os erros aleatórios são normalmente distribuídos, ou seja, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.
- Teste de White para verificar a presença de Heteroscedasticidade dos resíduos, uma vez que uma das premissas estabelecidas para o modelo de regressão linear é a de que a variância do erro apresente homoscedasticidade.
- Teste de Durbin-Watson – DW para verificar a presença de autocorrelação dos resíduos, dado que uma das premissas para o modelo de regressão linear é a de que os erros não são autocorrelacionados.

- f) Análise de matriz de correlação para verificar a presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes dos modelos.
- g) Teste de Inflação de Variância entre as variáveis independentes, sugerido por Kennedy (1998), Kleinbaum, Kupper e Muller (1988) e Gujarati (2011), para a verificação do risco de multicolinearidade.
- h) Teste de Engle (1982) para verificar efeitos ARCH para heteroscedasticidade condicional.
- i) Teste de assimetria, por meio do acréscimo de variáveis *dummy* no modelo IV;
- j) Teste para verificar se houve impacto da crise financeira mundial no mercado acionário brasileiro, mediante a utilização de uma variável *dummy*.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Tendo por base os dados da amostra e os procedimentos metodológicos definidos no Capítulo 3, os testes empíricos compreendem a análise de estatísticas descritivas das variáveis, a estimação dos quatro modelos econométricos definidos neste estudo e os testes de robustez.

4.1 Estatísticas descritivas das variáveis

Na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis explicada, explicativas e de controle, utilizados nos modelos I, II, III e IV.

Tabela 3: Estatísticas descritivas das variáveis explicada, explicativas e de controle

	<u>RM</u>	<u>ΔS^o</u>	<u>ΔS^e</u>	<u>ΔS^u</u>	<u>ΔCAM</u>	<u>RDJ</u>
Média	0.0035	-0.0003	-0.0032	0.0029	-0.0010	0.0020
Mediana	0.0029	0.0000	-0.0034	0.0025	-0.0006	0.0016
D. Padrão.	0.0178	0.0024	0.0059	0.0052	0.0207	0.0107
Máximo	0.0525	0.0100	0.0108	0.0178	0.0901	0.0416
Mínimo	-0.0473	-0.0081	-0.0189	-0.0090	-0.0787	-0.0166
Assimetria	0.0595	0.7403	-0.2371	0.4707	-0.0664	1.0440
Curtose	3.0951	7.8540	3.4393	3.9191	8.3700	5.0834
Jarque-Bera	0.1101	122.33	1.9846	8.2224	137.0580	41.327
p-valor	0.9464	0.0000	0.3707	0.0164	0.0000	0.0000

Onde: *RM* representa o retorno do IBOVSPA; ΔS^o , a variação da taxa SELIC nominal observada; ΔS^e , a variação da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado; ΔS^u , a variação da taxa SELIC nominal não esperada; ΔCAM , a variação do câmbio real; e *RDJ*, o retorno do índice *Dow Jones*.

Em uma primeira análise, os dados permitem constatar que, em média, os retornos do mercado norte-americano são menores que os retornos do mercado brasileiro. Este resultado é consistente com a teoria de finanças, uma vez que quanto maiores forem os riscos (desvio padrão), maiores serão os retornos obtidos, e vice-versa.

Harvey (1995) afirma que os países emergentes apresentam maiores riscos e retornos porque sofrem influências principalmente de fatores internacionais. Argumenta que o desempenho do mercado desses países se explica também por restrições legais, pelos custos elevados de transações, pela baixa liquidez, pela instabilidade da estrutura de distribuição de retorno dos ativos e pela previsibilidade de seus retornos, que é mais fácil do que do mercado de países desenvolvidos. A volatilidade da variação da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado, em média, é muito maior que a volatilidade da variação da taxa SELIC nominal observada. Este resultado sugere uma aparente ausência de informações privilegiadas, além de mostrar a dificuldade dos analistas de mercado em projetar a taxa SELIC meta nominal.

Também, verifica-se que a volatilidade do mercado acionário brasileiro é maior que a volatilidade do mercado acionário norte-americano.

Observa-se que, das variáveis analisadas, a ΔCAM é a que apresenta maior volatilidade.

Verifica-se também que os resultados apresentados permitem (i) não rejeitar a hipótese nula de normalidade da variável RM ao nível de significância de 95%, e (ii) rejeitar a hipótese nula de normalidade da variável RDJ ao nível de significância de 0%. Uma possível explicação para este fato é que para calcular IBOVESPA (papéis de aproximadamente 70 empresas), utiliza-se praticamente o dobro de papéis de empresas que o DJIA (papéis de 30 empresas).

4.2 Teste de Estacionariedade das Séries

Para verificar se as regressões realizadas não são espúrias, foram realizados testes de raízes unitárias ADF-Fisher e PP-Fisher.

Tabela 4: Resultados dos testes ADF-Fisher e PP-Fisher para raízes unitárias das séries das variáveis testadas

Variável	Teste ADF-Fisher		Teste PP-Fisher	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
RM	-11.2444	0.0000	-11.2412	0.0000
ΔS^o	-5.0147	0.0000	-5.0238	0.0000
ΔS^e	-3.4008	0.0129	-3.4335	0.0118
ΔS^u	-3.3363	0.0155	-3.3972	0.0131
ΔCAM	-10.6288	0.0000	-13.7489	0.0000
RDJ	-11.2122	0.0000	-11.2319	0.0000

Onde: RM representa o retorno do IBOVESPA; ΔS^o , a variação da taxa SELIC nominal observada; ΔS^e , a variação da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado; ΔS^u , a variação da taxa SELIC nominal não esperada; ΔCAM , a variação do câmbio real; e RDJ , o retorno do índice *Dow Jones*.

Os resultados apresentados na Tabela 4 demonstram que em todas as variáveis testadas foram rejeitadas as hipóteses nulas de existência de raízes unitárias. Foram testados os retornos do IBOVESPA (RM) e do índice Dow Jones (RDJ), embora a literatura de finanças reconheça que os retornos acionários são usualmente variáveis estacionárias na covariância.

4.3 Teste de Multicolinearidade

Para verificar a presença de multicolinearidade entre as variáveis utilizadas nos modelos I, II, III e IV, foi analisada a matriz de correlação apresentada na Tabela 5.

Tabela 5: Matriz de Correlação das variáveis testadas nos modelos I, II, III e IV

	<i>RM</i>	ΔS^o	ΔS^e	ΔS^u	ΔCAM	<i>RDJ</i>
<i>RM</i>	1.0000					
ΔS^o	-0.1803	1.0000				
ΔS^e	0.0780	0.4766	1.0000			
ΔS^u	-0.1730	-0.0718	-0.9111	1.0000		
ΔCAM	-0.2766	-0.2388	-0.1834	0.0961	1.0000	
<i>RDJ</i>	0.4668	-0.0684	0.0384	-0.0757	-0.2367	1.0000

Onde: *RM* representa o retorno do IBOVESPA; ΔS^o , a variação da taxa SELIC nominal observada; ΔS^e , a variação da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado; ΔS^u , a variação da taxa SELIC nominal não esperada; ΔCAM , a variação do câmbio real; e *RDJ*, o retorno do índice *Dow Jones*.

Verificou-se a presença de forte correlação (acima de 90%) entre as variáveis ΔS^e e ΔS^u . Para Gujarati (2011), a presença de multicolinearidade pode produzir estimadores lineares, embora não viesados, com grandes variâncias e covariâncias, dificultando uma estimação precisa.

Um teste mais robusto foi então realizado: o teste de inflação de variância entre as variáveis independentes dos modelos II e IV, sugerido por Kennedy (1998), Kleinbaum, Kupper e Muller (1988) e Gujarati (2011), para o diagnóstico do risco de multicolinearidade.

Os Fatores de Inflação de Variância (FIVs) apurados para as variáveis independentes do modelo II, ΔS^e e ΔS^u , é de 5,8863 e o R^2 das duas regressões auxiliares é de 0,830113. Os resultados das regressões auxiliares das variáveis do modelo II são iguais em função da metodologia de cálculo, pois têm somente duas variáveis.

Já os FIV apurados para as variáveis independentes do modelo IV estão demonstrados na Tabela 6.

Tabela 6: Resultados dos testes de inflação de variância entre as variáveis independentes.

<i>j</i> -ésima variável	R^2 regressão Auxiliar	FIV _{<i>j</i>}
ΔS^e	0.8421	6.3313
ΔS^u	0.8384	6.1874
ΔCAM	0.1274	1.1461
<i>RDJ</i>	0.0778	1.0843

Onde: ΔS^e a variação da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado; ΔS^u a variação da taxa SELIC nominal não esperada; ΔCAM a variação do câmbio real; e *RDJ* o retorno do índice *Dow Jones*.

Os resultados apurados dos FIVs para as variáveis independentes dos modelos II e IV indicam que não há problemas sérios de multicolinearidade, uma vez que os FIVs obtidos são menores que 10, regra objetiva sugerida por Kennedy (1998), Kleinbaum, Kupper e Muller (1988) e Gujarati (2011).

4.4 Estimação dos Modelos

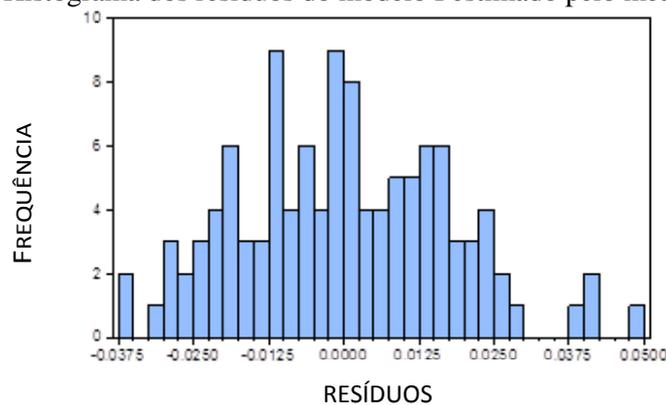
A seguir, são apresentados os resultados da estimação dos modelos, para verificar o impacto da política monetária no mercado acionário brasileiro.

4.4.1 Estimação do Modelo I

O modelo I, consoante o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), considera apenas a variação da meta da taxa de juros SELIC observada como variável explicativa para o retorno do mercado acionário brasileiro.

A estimação da equação para o modelo I foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) nos resíduos da regressão (estatística BJ = 1,1070; p-valor = 0,5749) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 1 apresenta o histograma dos resíduos do modelo I.

Gráfico 1: Histograma dos resíduos do modelo I estimado pelo método MQO



O resultado empírico obtido para a equação do modelo I é:

$$RM_t = 0,0031 - 1,3278 \Delta S_t^o$$

$$\begin{matrix} (1,8865) & (-1,9402) \\ [0,0618] & [0,0549] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,0325 \quad DW = 2,0502 \quad F = 3,7642 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0549$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 5,5%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,33% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Observa-se apenas que no resultado obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), embora tenha apresentado sinal negativo para a relação entre a taxa de juros e o retorno do mercado acionário americano, o coeficiente da taxa de juros observada não apresentou significância estatística.

O R^2 indica que apenas 3,25% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. O poder explicativo do modelo I é pequeno porque existem outras variáveis importantes que afetam os retornos das ações nos dias dos eventos objeto de estudo. Este fato justifica a adoção do modelo III, onde são acrescentadas duas variáveis de controle.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0549.

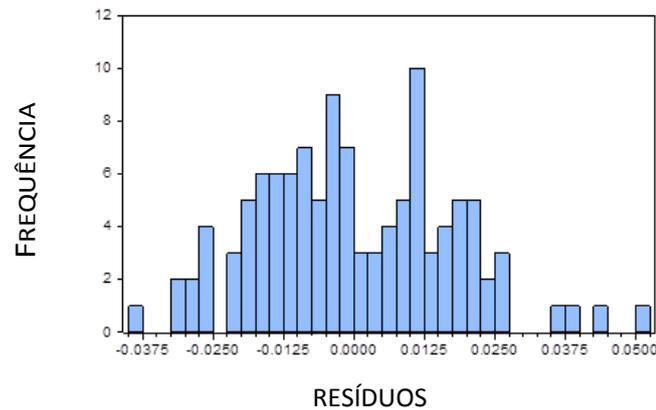
O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo I não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,4383$; p-valor $F(2,111) = 0,0920$) permite não rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

4.4.2 Estimação do Modelo II

O modelo II, em conformidade com o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), considera a distinção entre o componente esperado e o elemento surpresa na meta da taxa de juros SELIC como variáveis explicativas para o retorno do mercado acionário brasileiro.

A estimação da equação para o modelo II foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 1,9638; p-valor = 0,3746) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 2 apresenta o histograma dos resíduos do modelo II.

Gráfico 2: Histograma dos resíduos do modelo II estimado pelo método MQO

O resultado empírico obtido para a equação do modelo II é:

$$RM_t = 0,0050 - 1,4267\Delta S_t^e - 2,0720\Delta S_t^u$$

$$\begin{array}{ccc} (2,6586) & (-2,1082) & (-2,6986) \\ [0,0090] & [0,0373] & [0,0081] \end{array}$$

$$R^2 = 0,0673 \quad DW = 2,1008 \quad F = 4,0031 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0210$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que os coeficientes ΔS^e e ΔS^u apresentam sinal de acordo com o esperado e são significantes estatisticamente ao nível de 4% e 1%, respectivamente. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada causa impacto negativo de 1,43% no retorno do mercado acionário brasileiro. E, cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada causa impacto negativo de 2,07% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O resultado desse estudo apresenta significância estatística tanto para a mudança esperada quanto para a não esperada, na taxa de juros. No entanto, esse resultado diverge do resultado obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005) quanto ao sinal do coeficiente da mudança na taxa de juros esperada que é positivo.

O R^2 indica que apenas 6,7%, contra 17% para o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. O poder explicativo do modelo II é baixo porque, possivelmente, existem outras variáveis importantes que afetam os retornos das ações nos dias dos eventos objeto de estudo. Este fato justifica a adoção do modelo IV, onde são acrescentadas duas variáveis de controle.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0210.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo II não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 1,1260$; p-valor $F(5,108) = 0,3510$) permite não rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

4.4.3 Estimação do Modelo III

No modelo III, além da variação da meta da taxa de juros SELIC observada, em conformidade com o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), foram acrescentadas mais duas variáveis explicativas com o objetivo de adaptar o modelo à realidade do mercado acionário brasileiro.

A estimação da equação para o modelo III foi realizada usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE B, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade nos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

A presença de heteroscedasticidade, segundo Brooks (2002), pode gerar estimadores MQO sem viés, no entanto, sem as propriedades BLUE – *Best Linear Unbiased Estimators* – onde não haverá a mínima variância entre as classes de estimadores sem viés. O autor destaca ainda que, no caso de haver heteroscedasticidade nos resíduos, poderá prosseguir a pesquisa, mas se o método MQO for utilizado, o erro-padrão poderá estar errado, possibilitando inferências enganosas.

Baltagi (2005) mostra que os erros-padrões com heteroscedasticidade corrigida por White são maiores que os estimados apenas por MQO, além dos valores estimados das estatísticas t serem menores.

Então, foi estimada novamente a equação para o modelo III, usando-se o método MQO com matriz de covariância de White, que estima parâmetros robustos, assumindo a presença de heteroscedasticidade. Os resultados, dispostos no APÊNDICE C, apresentam os mesmos coeficientes para as variáveis independentes; no entanto, como os erros-padrões são maiores, conseqüentemente as estatísticas t são menores. Destaca-se que os coeficientes ΔS^o e ΔCAM

são estatisticamente significantes aos níveis de 7,8% e 6,9%, respectivamente. Os demais testes realizados permanecem inalterados.

Após análise do gráfico dos resíduos do modelo III, usando-se o método MQO com matriz de covariância de White, verificou-se a possibilidade de ocorrência de *outliers* em janeiro de 2008. Um fato que pode ter contribuído para a ocorrência de *outliers* foi uma série de transações financeiras de compra realizadas pelo *Bank of America*, sem desembolso financeiro, utilizando apenas troca de ações. Este fato foi apontado no estudo de Longstaff (2010,) como um dos principais acontecimentos que impactaram a crise do *subprime* e do mercado financeiro mundial neste período.

Foram estimadas as equações para o modelo III, usando-se o método MQO e MQO com matriz de variância de White, acrescentando ao modelo uma variável interativa *dummy*, a qual é definida como 1 para o evento ocorrido em janeiro de 2008 e 0 para os demais eventos.

O resultado da estimação da equação para o modelo III, utilizando o método MQO, disposto no APÊNDICE D, apresenta coeficientes com os sinais esperados e significantes estatisticamente; no entanto, foram verificadas evidências de presença de heteroscedasticidade. Já o resultado da estimação desta equação, utilizando o método MQO com matriz de variância de White, disposto no APÊNDICE E, embora com sinais esperados, apresenta coeficientes para as variáveis ΔS^o e ΔCAM , significantes estatisticamente somente aos níveis de 10% e 11%, respectivamente.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos, para tentar diagnosticar esse problema, para a estimação da regressão do modelo III, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 7. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

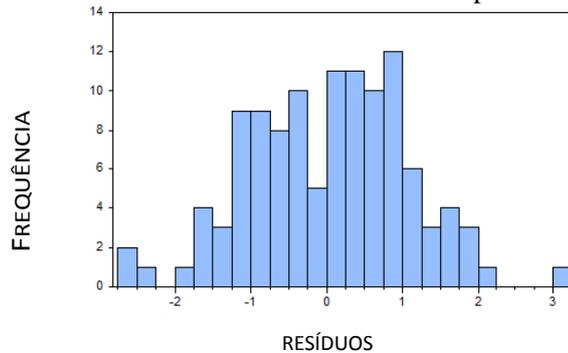
Tabela 7: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	2,0805	Prob. F(1,111)	0,1520
Obs. R ²	2,0790	Prob. Qui-quadrada (2)	0,1493

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 0,1647; p-valor = 0,9210) permite não rejeitar a hipótese nula de que os

resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 3 apresenta o histograma dos resíduos do modelo III.

Gráfico 3: Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido para a equação do modelo III é:

$$RM_t = 0,0012 - 1,6494\Delta S_t^o - 0,2740\Delta CAM_t + 0,6743RDJ_t$$

$$\begin{array}{cccc} (67,1376) & (-3,4632) & (-4,1952) & (6,1623) \\ [0,0000] & [0,0005] & [0,0000] & [0,0000] \end{array}$$

$$R^2 = 0,2800 \quad DW = 2,2651$$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\delta_t^o = 1,62 \times 10^{-7} - 0,0663\varepsilon_{t-1}^2 + 1,0633\delta_{t-1}^2$$

$$\begin{array}{ccc} (0,0543) & (-2,6389) & (-31,5196) \\ [0,9567] & [0,0083] & [0,0000] \end{array}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente somente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,27% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,67% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 28% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Observa-se que reduziu apenas 0,7% quando comparado à regressão original estimada pela metodologia MQO.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

4.4.4 Estimação do Modelo IV

No modelo IV, além das variáveis explicativas, referente ao componente esperado e ao elemento surpresa na meta da taxa de juros SELIC, em conformidade com o modelo de Bernanke e Kuttner (2005), foram acrescentadas mais duas variáveis explicativas com o objetivo de adaptar o modelo à realidade do mercado acionário brasileiro.

A estimação da equação para o modelo IV foi realizada usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE F, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade dos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

Então, foi estimada novamente a equação para o modelo IV, usando-se o método MQO com matriz de covariância de White, que estima parâmetros robustos assumindo a presença de heteroscedasticidade seccional. Os resultados, dispostos no APÊNDICE G, apresentam os mesmos coeficientes para as variáveis independentes; no entanto, como os erros-padrões são maiores, conseqüentemente as estatísticas t são menores. Destaca-se que os coeficientes ΔS^e e ΔCAM são estatisticamente significantes aos níveis de 6,0% e 7,9%, respectivamente. Os demais testes realizados permanecem inalterados.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos e para tentar diagnosticar o problema de heteroscedasticidade, para a estimação da regressão do modelo IV, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

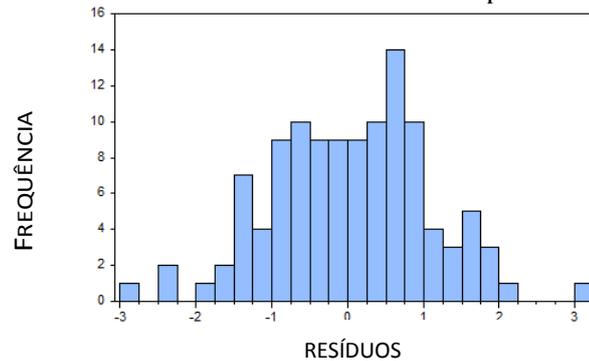
O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 8. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 8: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	1,2925	Prob. F(1,111)	0,2580
Obs. R^2	1,3007	Prob. Qui-quadrada (2)	0,2541

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 0,0867; p-valor = 0,9576) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 4 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV.

Gráfico 4: Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido para a equação do modelo IV é:

$$RM_t = 0,0017 - 1,6927\Delta S_t^e - 2,0542\Delta S_t^u - 0,2359\Delta CAM_t + 0,7426RDJ_t$$

(21,9395)	(-3,6619)	(-3,8842)	(-3,6954)	(7,1663)
[0,0000]	[0,0003]	[0,0001]	[0,0002]	[0,0000]

$R^2 = 0,2973$ $DW = 2,2635$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\delta_t^o = 2,43 \times 10^{-7} - 0,0583\varepsilon_{t-1}^2 + 1,0557\delta_{t-1}^2$$

(-0,0687)	(-2,4260)	(32,3009)
[0,9452]	[0,0153]	[0,0000]

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p-valores. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta esperada causa impacto negativo de 1,69% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta não esperada causa impacto negativo de 2,05% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,24% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,74% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 29,7% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Observa-se que reduziu apenas 0,9% quando comparado à regressão original estimada pela metodologia MQO.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo IV não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

4.5 Testes Adicionais

Com o objetivo de aferir a robustez dos resultados, foram realizados testes adicionais, cujos resultados são apresentados a seguir.

4.5.1 Teste de Assimetria

Bernanke e Kuttner (2005, p.1233) definiram assimetria como “a possibilidade de que a resposta do preço das ações para a política monetária dependa da direção da ação, ou do contexto em que ela ocorreu”.

O acompanhamento do contexto das decisões e da evolução da taxa de juros é importante para os participantes de mercado realizar previsões que darão suporte para suas decisões. Rapach, Wohar e Rangvid (2005) encontraram evidências de que a taxa de juros é a variável macroeconômica mais importante para se prever as alterações nos mercados acionários.

As previsões geralmente são utilizadas como meio para tentar reduzir prováveis perdas de investimentos uma vez que os participantes de mercado apresentam aversão à perda. Kahneman e Tversky (1979) propuseram a questão da aversão à perdas e o resultado de seus estudos apontaram evidências de que a percepção e insatisfação para cada unidade de perda por parte de um indivíduo é muito maior do que a satisfação gerada por cada unidade de ganho.

Para verificar a questão da assimetria, assim como foi desenvolvido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), foram incluídas no modelo IV variáveis interativas *dummy*.

4.5.1.1 Testando significância do sinal da variação da taxa SELIC meta não esperada

Uma possibilidade é a de que a magnitude da resposta do mercado dependa do sinal da variação da taxa SELIC nominal não esperada. Foi adicionada na regressão do modelo IV a variável *dummy* ($D\Delta S^t$) para capturar este efeito, definida como 1 para 71 observações com a variação da taxa SELIC nominal não esperada com sinal positivo e zero para 43 observações com a variação da taxa SELIC nominal não esperada menor ou igual a zero.

A estimação desta equação foi realizada usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE H, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade dos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos e para tentar diagnosticar o problema de heteroscedasticidade, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

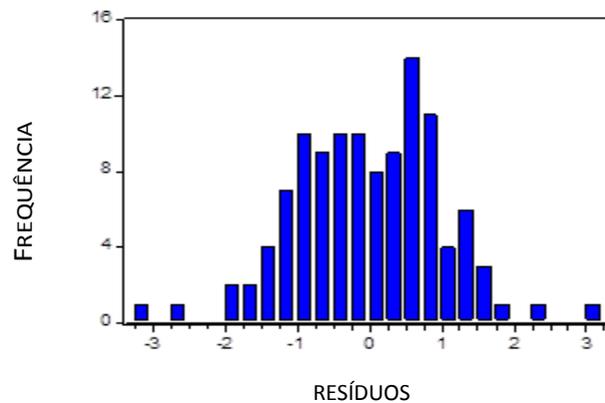
O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 9. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 9: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	0,4289	Prob. F	0,5139
Obs. R ²	0,4350	Prob. Qui-quadrada (2)	0,5096

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 1,4254; p-valor = 0,4903) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 5 apresenta o histograma dos resíduos.

Gráfico 5: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste de assimetria quanto ao sinal da variação da taxa SELIC meta não esperada, estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0030 - 1,7939\Delta S_t^e - 2,0780\Delta S_t^u - 0,2909\Delta CAM_t + 0,5827RDJ_t - 0,0018D\Delta S_t^u \\
 & (1,6845) \quad (-2,6268) \quad (-2,7257) \quad (-3,3534) \quad (5,2984) \quad (-0,5442) \\
 & [0,0921] \quad [0,0086] \quad [0,0064] \quad [0,0008] \quad [0,0000] \quad [0,5863] \\
 R^2 = & 0,2922 \quad \quad \quad DW = 2,2898
 \end{aligned}$$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\begin{aligned}
 \delta_t^o = & 2,98 \times 10^{-6} - 0,0338\varepsilon_{t-1}^2 + 1,0080\delta_{t-1}^2 \\
 & (0,8508) \quad (-0,7149) \quad (17,9447) \\
 & [0,3949] \quad [0,4747] \quad [0,0000]
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que os coeficientes ΔS^e , ΔS^u , ΔCAM e RDJ apresentam sinais esperados e são significantes estatisticamente ao nível de 1%.

O coeficiente do termo de interação $D\Delta S^u$ não apresenta significância estatística, e não fornece evidências de que exista este tipo de assimetria neste estudo, ou seja, o sinal da variação da taxa SELIC nominal não esperada não constitui fator determinante para a reação do mercado acionário brasileiro.

4.5.1.2 Testando significância da direção do movimento da taxa SELIC meta observada

Outro tipo de assimetria pode ser modelado incluindo variáveis *dummy* relacionadas às alterações da taxa SELIC nominal observada. Foram incluídas duas variáveis *dummy*: a

primeira, definida como ($\Delta S^o P$) 1 para 30 observações com variação positiva na taxa SELIC nominal observada e zero para 84 observações sem variação ou com variação negativa na taxa SELIC nominal observada; e a segunda, ($\Delta S^o Z$) definida como 1 para 39 observações onde não ocorreram alterações da taxa SELIC nominal observada e zero para 75 observações onde a variação da taxa SELIC nominal observada foi negativa ou positiva.

A estimação desta equação foi realizada usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE I, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade dos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos e para tentar diagnosticar o problema de heteroscedasticidade, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

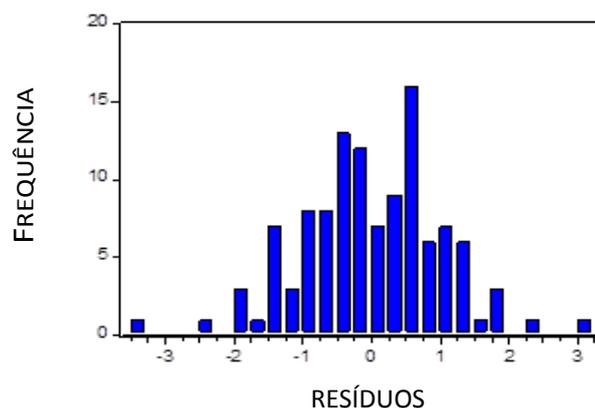
O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 10. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 10: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	0,0436	Prob. F	0,8349
Obs. R ²	0,0444	Prob. Qui-quadrada (2)	0,8331

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 3,1922; p-valor = 0,2027) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 6 apresenta o histograma dos resíduos.

Gráfico 6: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variáveis *dummy* para teste de assimetria quanto à direção dos movimentos das variações da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & -0,0022 - 2,6890\Delta S_t^e - 3,0195\Delta S_t^u - 0,2812\Delta CAM_t + 0,6702RDJ_t + 0,0072D\Delta S_t^o P + 0,0056D\Delta S_t^o Z \\
 & (-0,6342) \quad (-3,2180) \quad (-3,6176) \quad (-4,0790) \quad (4,8740) \quad (1,1916) \quad (1,4889) \\
 & [0,5260] \quad [0,0013] \quad [0,0003] \quad [0,0000] \quad [0,0000] \quad [0,2334] \quad [0,1365] \\
 R^2 = & 0,3099 \quad \quad \quad DW = 2,2900
 \end{aligned}$$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\begin{aligned}
 \delta_t^o = & 9,85 \times 10^{-7} - 0,0261\varepsilon_{t-1}^2 + 1,0101\delta_{t-1}^2 \\
 & (0,2353) \quad (-1,5192) \quad (50,6111) \\
 & [0,8140] \quad [0,1287] \quad [0,0000]
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que os coeficientes ΔS^e , ΔS^u , ΔCAM e RDJ apresentam sinais esperados e são significantes estatisticamente ao nível de 1%.

Os coeficientes dos termos de interação $D\Delta S^o P$ e $D\Delta S^o Z$ não são significantes estatisticamente, provendo indícios de que a direção do movimento da variação da taxa SELIC nominal observada não constitui um fator determinante importante para a reação do mercado.

Observa-se que no estudo de Bernanke e Kutnner (2005), embora tenha apresentado sinal positivo, o coeficiente de interação da variável em que não há variação na taxa de juros observada para o mercado americano é significativo estatisticamente.

4.5.1.3 Testando significância do contexto “tendência” da decisão da taxa SELIC meta observada

O último teste realizado para a verificação de assimetria está relacionado ao contexto da tendência da decisão da taxa SELIC nominal observada. Foi adicionada uma variável *dummy* ($\Delta S^o I$), para capturar este efeito, definida como 1 para as 9 observações em que ocorreu a inversão do sentido da tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC nominal, divulgada pelo COPOM e zero para 105 observações em que não ocorreu a inversão do sentido da tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC nominal divulgada pelo COPOM.

A estimação desta equação foi realizada, usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE J, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade dos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos e para tentar diagnosticar o problema de heteroscedasticidade, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

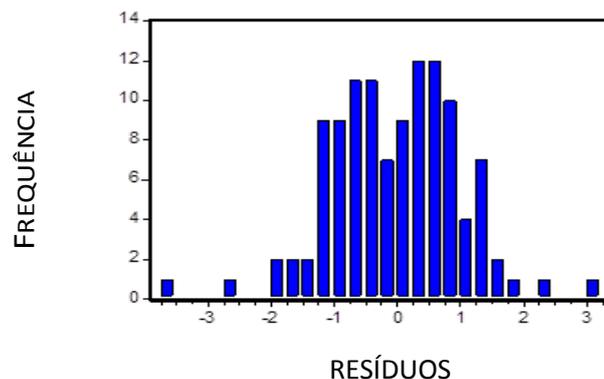
O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 11. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 11: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	1,0878	Prob. F	0,2992
Obs. R ²	1,0966	Prob. Qui-quadrada (2)	0,2950

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 5,9032; p-valor = 0,0523) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 7 apresenta o histograma dos resíduos.

Gráfico 7: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste de assimetria quanto ao contexto da decisão da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0023 - 1,6870\Delta S_t^e - 2,1127\Delta S_t^u - 0,2755\Delta CAM_t + 0,5919RDJ_t + 0,0018D\Delta S_t^O I \\
 & (1,5298) \quad (-2,2641) \quad (-2,4046) \quad (-3,1573) \quad (4,6166) \quad (0,4602) \\
 & [0,1261] \quad [0,0236] \quad [0,0162] \quad [0,0016] \quad [0,0000] \quad [0,6454] \\
 R^2 = & 0,2949 \quad \quad \quad DW = 2,3018
 \end{aligned}$$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\delta_t^o = 2,81 \times 10^{-6} - 0,0128 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,9883 \delta_{t-1}^2$$

(0,8693)	(-0,3043)	(23,9552)
[0,3847]	[0,7609]	[0,0000]

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que os coeficientes ΔS^e , ΔS^u , ΔCAM e RDJ apresentam sinais esperados e são significantes estatisticamente ao nível de 2,5%.

O coeficiente do termo de interação $D\Delta S^o I$ não é significativo estatisticamente, provendo indícios de que o contexto da inversão da tendência de aumento/baixa e vice-versa da taxa SELIC nominal observada não constitui um fator determinante importante para a reação do mercado acionário brasileiro.

Verifica-se que no resultado obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), o coeficiente de interação da variável inversão da tendência de aumento/baixa e vice-versa apresenta sinal negativo e é significativo estatisticamente para o mercado americano.

4.5.2. Testando o efeito da Crise Financeira Mundial

A literatura de finanças dá destaque à influência dos períodos de crises financeiras e quebras estruturais sobre os mercados financeiros (SCHWERT, 1989).

A crise financeira mundial, originada nos EUA, tornou-se de caráter global no segundo semestre de 2008, com a ruptura dos canais de crédito em meio às falências e/ou reestruturações de importantes instituições financeiras nos EUA e na Europa.

Para verificar se houve impacto desta crise, nos eventos objeto deste estudo, foram incluídas no modelo IV uma variável interativa *dummy*, uma vez que este modelo é o adaptado ao mercado brasileiro. A variável *dummy CRISE* é definida como zero para 69 observações, que ocorreram antes de setembro de 2008, e 1 para 35 observações que ocorreram após este período.

A estimação desta equação foi realizada usando-se o método MQO. No entanto, os resultados, dispostos no APÊNDICE K, indicaram que há evidências de heteroscedasticidade dos resíduos, violando a premissa de que os resíduos devem ser homoscedásticos.

Com o objetivo de obter resultados mais robustos e para tentar diagnosticar o problema de heteroscedasticidade, foi utilizada a metodologia ARCH/GARCH, a qual incorpora a heteroscedasticidade dos dados no próprio modelo.

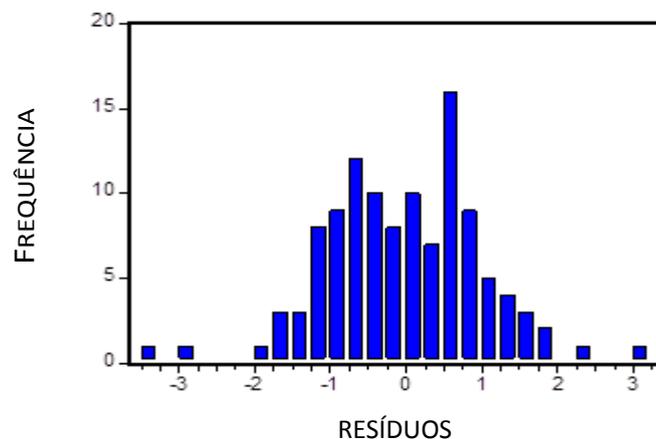
O teste de Engle (1982) mostrou evidências de efeitos ARCH, conforme apresentado na Tabela 12. Os p-valores da estatística F e da estatística do Multiplicador de Lagrange mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Tabela 12: Teste de Heteroscedasticidade Engle para efeitos ARCH

Estatística F	1,6842	Prob. F	0,1971
Obs. R ²	1,6889	Prob. Qui-quadrada (2)	0,1937

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 3,5580; p-valor = 0,1688) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 8 apresenta o histograma dos resíduos.

Gráfico 8: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste de verificação do impacto da crise financeira mundial no mercado acionário brasileiro, estimado pelo método ARCH/GARCH



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0026 - 1,6641\Delta S_t^e - 2,1298\Delta S_t^u - 0,2851\Delta CAM_t + 0,6243RDJ_t - 0,0001CRISE_t \\
 & (1,0897) \quad (-3,2796) \quad (-3,4864) \quad (-4,3261) \quad (4,2491) \quad (-0,0396) \\
 & [0,2758] \quad [0,0010] \quad [0,0005] \quad [0,0000] \quad [0,0000] \quad [0,9684] \\
 R^2 = & 0,2954 \quad \quad \quad DW = 2,2975
 \end{aligned}$$

A equação obtida para a volatilidade (variância) é um processo GARCH (1,1):

$$\begin{aligned}
 \delta_t^o = & 4,71 \times 10^{-6} - 0,0250 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,9931 \delta_{t-1}^2 \\
 & (0,5768) \quad (-1,5673) \quad (26,0610) \\
 & [0,5641] \quad [0,1170] \quad [0,0000]
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas z e os entre colchetes aos p -valores. Observa-se que os coeficientes ΔS^e , ΔS^u , ΔCAM e RDJ apresentam sinais esperados e são significantes estatisticamente ao nível de 1%.

O coeficiente do termo de interação $CRISE$ não é significativo estatisticamente, provendo indícios de que a crise financeira mundial não constitui um fator determinante importante para a reação do mercado acionário brasileiro.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo verifica a influência da política monetária no mercado acionário brasileiro, por intermédio da análise de medidas que pudessem capturar o efeito gerado no mercado acionário após cada decisão de estabelecimento da taxa de juros SELIC nominal pelo COPOM.

A princípio foram estimados dois modelos econométricos, em conformidade com o estudo de Bernanke e Kuttner (2005), onde o primeiro dá ênfase à variação da taxa SELIC nominal observada e o segundo, à variação da taxa SELIC nominal esperada e a não esperada. Logo em seguida, foram acrescentadas a estes modelos as variáveis de controle representativas do câmbio real e do retorno do mercado acionário americano com a finalidade de adaptá-los à realidade do mercado acionário brasileiro. A volatilidade dos modelos adaptados à realidade brasileira segue um processo GARCH (1,1).

Os resultados deste estudo proveem indícios de que aumentos na taxa de juros SELIC nominal provocam, no curto prazo, reduções nos retornos do mercado acionário brasileiro e vice-versa, uma vez que os coeficientes da variação da taxa de juros SELIC nominal observada são negativos e estatisticamente significantes nos dois modelos estimados (modelos I e III). Destaca-se que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC nominal provoca impacto negativo diário de 1,65% no retorno do mercado acionário brasileiro e vice-versa. Monetariamente, esse impacto representaria uma redução média diária de R\$ 22.021.449,99²⁰ no retorno absoluto do mercado acionário brasileiro. Em resumo, um aumento de 1% na taxa SELIC nominal provoca uma perda média diária de 22 milhões de reais, o que totalizaria, *ceteris paribus*, 6 bilhões de reais ao ano na bolsa brasileira e vice-versa. Ademais, proveem evidências de algum grau de ineficiência do mercado acionário brasileiro.

Este resultado diverge daquele obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), que não encontraram significância estatística para o coeficiente da taxa de juros observada. Ou

²⁰ Esse valor foi obtido da seguinte forma: considerou-se o valor de mercado da carteira teórica do IBOVESPA em dez/2012 no valor de R\$ 2.000.644.421.542,09 (informação obtida no seguinte endereço: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoCapitalizacaoBursatil.aspx?Indice=IBOVESPA&idoma=pt-br>). Sobre esse valor, aplicou-se o percentual de 18,3% de retorno médio ao ano da carteira IBOVESPA (informação disponível no seguinte endereço: <http://g1.globo.com/jornal-da-globo/noticia/2011/07/confira-taxa-media-de-retorno-do-cdi-e-ibovespa-nos-ultimos-15-anos.html>). Obteve-se, dessa forma, o retorno médio absoluto anual de R\$ 366.117.929.142,20. O retorno médio absoluto diário é de R\$ 1.334.633.332,68, considerando 252 dias úteis anuais. Sobre esses valores aplicou-se o percentual de 1,65% que representa o impacto inversamente proporcional da taxa de juros SELIC nominal no retorno acionário brasileiro.

seja, não encontraram relação significativa estatisticamente entre a taxa de juros e o retorno do mercado acionário americano.

Também foram encontrados indícios de que as expectativas de aumentos na taxa de juros SELIC nominal provocam, no curto prazo, reduções no retorno do mercado acionário brasileiro e vice-versa, uma vez que os coeficientes da variação da taxa de juros SELIC nominal esperada são negativos e significantes estatisticamente nos dois modelos estimados (modelos II e IV). Observa-se que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada causa impacto negativo diário de 1,69% no retorno do mercado acionário brasileiro e vice versa. Monetariamente, esse impacto representaria uma redução média diária de R\$ 22.555.303,32²¹ no retorno absoluto do mercado acionário brasileiro. Em resumo, um aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada provoca uma perda média diária de 22,5 milhões de reais, o que totalizaria, *ceteris paribus*, 6 bilhões de reais ao ano na bolsa brasileira e vice-versa.

Verificam-se ainda indícios de que aumentos não esperados na taxa de juros SELIC nominal provocam, no curto prazo, reduções no retorno do mercado acionário brasileiro e vice-versa, visto que os coeficientes da variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada são negativos e significantes estatisticamente nos dois modelos estimados (modelos II e IV). A cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada é verificado impacto negativo diário de 2,05% no retorno do mercado acionário brasileiro e vice versa. Monetariamente, esse impacto representaria uma redução média diária no retorno absoluto do mercado acionário brasileiro de R\$ 27.359.983,32²². Em resumo, um aumento de 1% na

²¹ Esse valor foi obtido da seguinte forma: considerou-se o valor de mercado da carteira teórica do IBOVESPA em dez/2012 no valor de R\$ 2.000.644.421.542,09 (informação obtida no seguinte endereço: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoCapitalizacaoBursatil.aspx?Indice=IBOVESPA&idoma=pt-br>). Sobre esse valor, aplicou-se o percentual de 18,3% de retorno médio ao ano da carteira IBOVESPA (informação disponível no seguinte endereço: <http://g1.globo.com/jornal-da-globo/noticia/2011/07/confira-taxa-media-de-retorno-do-cdi-e-ibovespa-nos-ultimos-15-anos.html>). Obteve-se, dessa forma, o retorno médio absoluto anual de R\$ 366.117.929.142,20. O retorno médio absoluto diário é de R\$ 1.334.633.332,68, considerando 252 dias úteis anuais. Sobre esses valores aplicou-se o percentual de 1,65% que representa o impacto inversamente proporcional da variação da taxa de juros SELIC nominal esperada no retorno acionário brasileiro.

²² Esse valor foi obtido da seguinte forma: considerou-se o valor de mercado da carteira teórica do IBOVESPA em dez/2012 no valor de R\$ 2.000.644.421.542,09 (informação obtida no seguinte endereço: <http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoCapitalizacaoBursatil.aspx?Indice=IBOVESPA&idoma=pt-br>). Sobre esse valor, aplicou-se o percentual de 18,3% de retorno médio ao ano da carteira IBOVESPA (informação disponível no seguinte endereço: <http://g1.globo.com/jornal-da-globo/noticia/2011/07/confira-taxa-media-de-retorno-do-cdi-e-ibovespa-nos-ultimos-15-anos.html>). Obteve-se, dessa forma, o retorno médio absoluto anual de R\$ 366.117.929.142,20. O retorno médio absoluto diário é de R\$ 1.334.633.332,68, considerando 252 dias úteis anuais. Sobre esses valores aplicou-se o percentual de 2,05% que representa o

variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada provoca uma perda média diária de 27 milhões de reais, o que totalizaria, *ceteris paribus*, 7,5 bilhões de reais ao ano na bolsa brasileira e vice-versa.

Estes resultados corroboram com os obtidos no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), que encontraram significância estatística para os coeficientes das variações das taxas de juros esperadas e não esperadas. Ou seja, encontraram relação significativa estatisticamente entre a variação da taxa de juros esperada, a variação da taxa de juros não esperada e o retorno do mercado acionário americano. Somente o sinal do coeficiente da variação da taxa de juros esperada diverge do resultado obtido no estudo de Bernanke e Kuttner (2005), pois encontraram relação positiva significativa estatisticamente entre a variação da taxa de juros esperada e o retorno do mercado acionário americano.

Observa-se que as reduções no retorno do mercado acionário brasileiro são maiores quando ocorrem aumentos não esperados na taxa de juros SELIC nominal do que quando ocorrem aumentos esperados, pois os coeficientes do primeiro são maiores que do segundo ($\Delta S^u > \Delta S^e$).

Confirma-se que o mercado acionário brasileiro é forte e positivamente correlacionado com o mercado acionário norte-americano, já que os coeficientes da variável representativa do retorno norte-americano são significantes estatisticamente nos dois modelos estimados (modelos III e IV).

Também se confirma que há indícios de que aumentos na taxa de câmbio provocam reduções nos retornos do mercado acionário brasileiro e vice-versa, pois os coeficientes da variação da taxa de câmbio real são negativos e estatisticamente significantes nos dois modelos estimados (modelos III e IV).

Outro resultado importante é que a volatilidade da taxa SELIC nominal esperada pelo mercado é muito maior que a volatilidade da taxa SELIC nominal observada, sugerindo uma aparente ausência de informações privilegiadas, além de mostrar a dificuldade dos analistas de mercado em projetar a taxa SELIC nominal.

Foram realizados testes adicionais para verificar a robustez dos resultados. Os testes de assimetria, para verificar se a resposta do retorno das ações para a política monetária depende da direção da ação ou do contexto em que ela ocorreu, não obtiveram resultados significantes estatisticamente, não constituindo desta forma fatores determinantes para a reação do mercado

impacto inversamente proporcional da variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada no retorno acionário brasileiro.

acionário brasileiro. Este resultado corrobora com o estudo de Ramos (2009) o qual não encontrou evidências de que a taxa de juros tenha capacidade preditiva. Outra descoberta adicional foi a de que a crise financeira mundial não interferiu de modo significativo no retorno do mercado acionário brasileiro nas datas dos eventos relacionados à divulgação da taxa SELIC nominal pelo COPOM. Ressalta-se que os resultados obtidos foram originados de um estudo de evento, de caráter essencialmente empírico.

Como principais contribuições do estudo ao desenvolvimento da literatura podem ser destacados:

- A evidenciação empírica de que as variações da taxa de juros SELIC nominal observada, da taxa de juros SELIC esperada e da taxa de juros SELIC não esperada impactam no retorno do mercado acionário brasileiro;
- O desenvolvimento e validação de modelos inovadores para a identificação e quantificação de impactos da política monetária;
- A identificação de evidências que podem subsidiar as autoridades monetárias em suas decisões de política monetária. Como destacado por Carvalho (2005, p.335), “a política monetária é uma política de governo, a ser decidida juntamente com as outras políticas de governo”, pois afeta tanto os níveis de preços quanto o nível de atividade e a taxa de crescimento da economia ao afetar a decisão dos agentes em investir.

Naturalmente, o estudo está sujeito a limitações. A primeira delas está relacionada ao tamanho da amostra, a qual contém 114 observações. Embora suficiente para análise, o seu tamanho foi limitado pelo fato de o regime de metas inflacionárias ter sido implementado no Brasil em junho de 1999 e a divulgação do relatório FOCUS, que apresenta a expectativa do mercado em relação à definição da meta da taxa de juros, ser realizada a partir de março de 2001. Outra limitação é a utilização do IBOVESPA como *proxy* para o mercado acionário brasileiro, impossibilitando a generalização dos resultados obtidos para a população de companhias abertas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA. Como sugestão para pesquisas futuras, tem-se a aplicação dos modelos destacados nesta pesquisa para cada uma das empresas listadas na BM&FBOVESPA visando ao conhecimento do comportamento individual de cada uma delas frente às alterações promovidas pelas ações da política monetária.

Por fim, recomendam-se estudos futuros que verifiquem o impacto da política monetária no curto, médio e longo prazo nos lucros das empresas. Collins e Kothari (1989) enfatizam a importância de se considerar a dinâmica da relação entre retornos obtidos no mercado acionário e no lucro das empresas, visto que as informações existentes nos lucros

contábeis provavelmente não seriam capturadas pelos preços das ações, durante o período fiscal de forma contemporânea.

BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, M.; FONTES, R.; ARBEX, M. A. Retrospectiva dos regimes cambiais brasileiros com ênfase em bandas de câmbio. **Ensaio FEE**, v. 21, n. 1, p.7-43, 2000.

ANDERSSON, M. Using intraday data to gauge financial market responses to Federal Reserve and ECB monetary policy decisions. **International Journal of Central Banking**, v. 6, n.2, p. 117–146, jun. 2010.

ARESTIS, P.; PAULA, L. F.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 1 (35), p. 1-30, abr. 2009.

ARESTIS, P.; SAWYER, M. Inflation targeting: a critical appraisal. [Working Paper n. 388], **The Levy Economics Institute**, Annandale-on-Hudson, NY, set. 2003.

ARQUETE, L.; JAYME JR., F. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma Aplicação de Vetores Auto-regressivos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA - ANPEC, 31., 2003, Porto Seguro (Ba). **Anais...**

BALL, L.; SHERIDAN, N. Does inflation targeting matter? In: Bernanke, B.S.; Woodford, M. **The Inflation-Targeting Debate**. University of Chicago Press. Dez, 2004.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3 ed. Inglaterra: John Wiley & Sons, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil**. Brasília, DF, v.32, n.3/12. 1996.

BERA, A. K.; JARQUE, C. M. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, v. 7, n. 4, p. 313-318, 1981.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.25, p. 49-100, 1986.

BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. Credit, money and aggregate demand. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 435-439, maio 1988.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. **The Journal of Economics Perspectives**, v. 9, p. 27–48, 1995.

BERNANKE, B. S.; KUTTNER, K. N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve Policy? **The Journal of Finance**, v. LX, n.3, jun. 2005.

BERNANKE, B.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. S.; POSEN, A. **Inflation targeting: lessons from the international experience**. Princeton (NJ), Princeton University Press. 1999.

BIONDI, R. L.; TONETO JR., R. Regime de metas inflacionárias: os impactos sobre o desempenho econômico dos países. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.38, n.4, p. 873-903, out./dez. 2008.

- BJØRNLAND, H.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, p. 275-282, 2009.
- BLINDER, A. S. Central-Bank credibility: Why do we care? How do we build it? **The American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1421-1431, dez. 2000.
- BOGDANSKI, J.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; TOMBINI, A.A. Inflation targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality.[Working Paper Series n. 24], **Banco Central do Brasil**, Brasília, ago. 2001.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing inflation target in Brazil.[Working Paper Series n. 1], **Banco Central do Brasil**, Brasília, jul. 2000.
- BONDT, G. Credit and Asymmetric Effects of monetary policy in six EU countries: a overview. **DNB Staff Reports**, De Nederlandsche Bank, 23. 1998.
- BRASIL. Decreto n.º 3.088, de 21 de junho de 1999. Dispõe sobre o estabelecimento da sistemática de “metas para a inflação” como diretriz para fixação do regime de política monetária e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, publicado em 22 de jun. 1999. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D3088.htm. Acesso em: 11 out. 2012.
- BREDIN, D.; HYDE, S.; NITZSCHE, D.; O'REILLY, G. UK stock returns and the impact of domestic monetary policy shocks. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 34, n. 5-6, p.872–888, jun./jul. 2007.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **Macroeconomia da estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994**. São Paulo. Ed. 34, 2007.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; GOMES, C. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. In: OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F.; SOBREIRA, Rogério (Org). **Política Monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação: Teoria e Experiência Brasileira**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009. p. 21-51.
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. **Money and the economy: issues in monetary analysis**. Cambridge: Cambridge University, 1993.
- CAMPBELL, J. Y. A Variance decomposition for stock returns. **The Economic Journal**, v. 101, n. 405, p. 157-179, mar. 1991.
- CAMPBELL, J. Y.; AMMER, J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. **Journal of Finance**, v. 48, p.3-37, 1993.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton, 1997.
- CAPELLETTO, L. R. **Mensuração do risco sistêmico no setor bancário com utilização de variáveis contábeis e econômicas**. São Paulo, 2006. Tese (Doutorado em Ciências

Contábeis) – Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

CARVALHO, F. J. C. Stabilizing an unstable economy. Resenha Bibliográfica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 17, n.1, p. 257-264, abr. 1987.

CARVALHO, F. J. C. Uma Contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 25, n. 4, p. 323-336, out./dez. 2005.

CARVALHO, F. J. C.; SOUZA, F. E. P.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. R. ; STUDART, R. Economia monetária e financeira. **Teoria e Política**. 2ª .ed. Campus, Rio de Janeiro: 2007.

CASELANI, C. N.; EID JR., W. A influência dos determinantes microeconômicos e macroeconômicos sobre a volatilidade das ações negociadas no Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 5., 2005, São Paulo, **Anais...** SP, Brasil.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: Stylized Facts from VAR Models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123–160, abr/jun, 2008.

CHULIÁ, H.; MARTENS, M.; DIJK, D. Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, p. 834-839, 2010.

COLLINS, D. W.; KOTHARI, S. P. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. **Journal of Accounting and Economic**, v. 11, n. 2-3, p. 143-181, jul. 1989.

CRAINE, R.; MARTIN, V. Monetary policy shocks and security market responses. [Working Paper], **University of California at Berkeley**, 2003.

DAVIDSON, P. **Financial markets, money and real world**. Northampton, MA: Edward Elgar, 2002.

DE MEDEIROS, O. R.; RAMOS, F. C. Determinantes do desempenho e volatilidade da BOVESPA: um estudo empírico. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 4., 2004, São Paulo. **Anais...** São Paulo: FEA/USP, 2004 (CD-ROM).

DEQUECH, D. Expectations and confidence under uncertainty. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 21, N. 3, p- 415-30, 1999a.

DEQUECH, D. Another look at wage and price flexibility as the solution to unemployment. In: DAVIDSON, P.; KREGEL, J. **Full Employment and Price Stability in a Global Economy**, Aldershot, Elgar.1999b.

DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: understanding how it spreads. **World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177-197, 2000.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER. Taking stock: monetary policy transmissions to equity markets. **Journal of Money, Credit, and Banking**. v. 36, n. 4, p. 719-737, 2004.

- ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1.006, 1982.
- FACHADA, P. Inflation targeting in Brazil: review two years of monetary policy 1999/00. [Working Paper Series n. 25], **Banco Central do Brasil**, Brasília, ago. 2001.
- FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p.383-417, 1970.
- FANG, W. The effects of currency depreciation on stock returns: evidence from five East Asian economies. **Applied Economics Letters**, v. 9, n. 3, p. 195-199, 2002.
- FARKA, M. The effect of monetary policy shocks on stock prices accounting for endogeneity and omitted variable biases. **Review of Financial Economics**, v. 18, n. 1, p. 47-55, 2009.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O Mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, p. 5-32, 2005.
- FERRARI-FILHO, F.; PAULA, L.F. The legacy of the Real Plan and an alternative agenda for the brazilian economy. **Investigación Económica**, 244, p. 57-92, 2003.
- FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Nonlinearities and price puzzle in Brazil. **Revista de Economia**, v. 9, n.1, p. 47-62, 2008.
- FONSECA, M.; CURADO, M. L. Mecanismos de transmissão da política monetária: a visão das diferentes escolas de pensamento. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 33, n. 2, p. 423-452, nov. 2012
- FRAGA, A. Monetary policy in a transition to a floating exchange rate: remarks on the recent brazilian experience. **Economic Symposium – New Challenges for Monetary Policy**, Kansas City, p. 149-154, 1999.
- FRANCO, G.; RESENDE, A. L.; PESSOA, S.; NAKANE, M. Por que os juros são altos no Brasil? [Paper n. 6], **Centro de Liderança Pública – CLP**, São Paulo, set., 2011.
- FRANZEN, A.; MEURER, R.; GONÇALVES, C. E. S.; SEABRA, F. Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 2, p. 301-328, abr./jun. 2009.
- FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. K. A Simple model for inflation targeting in Brazil. [Working Paper Series n. 18], **Banco Central do Brasil**, Brasília, abr. 2001.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **The American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, mar. 1968.
- FRÓES, F.; MODENESI, R. L.; MODENESI, A. M. O esgotamento da política monetária. O Estado de São Paulo, p. B-2, publicado em 15 de julho de 2005.
- GONÇALVES, C. E. S.; SALLES, J. M. Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? **Journal of Development Economics**, v. 85, p. 312-318, 2008.

GONÇALVES JR. W.; EID JR., W. Surpresas com relação à política monetária no mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v. 31, n.3, p. 435-454, 2011.

GRÔPPO, G.S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. Piracicaba, 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas** – Edição especial Minas Gerais, v. 46, n. 1, p. 72-85, 2006.

GRÔPPO, G. S.; AMARAL, H. F.; BERTUCCI, L. A.; BARROS, L. C. Integração de mercados: BOVESPA, Merval e Dow Jones. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 25., 2001, Anais...Campinas, SP, Brasil.

GUJARATI, D. **Basic econometrics**, Fourth Edition, McGraw-Hill, 2011.

HARDOUVELIS, G. Macroeconomic information and stock prices. **Journal of Economics and Business**, n. 39, v. 2, p. 131-140, maio 1987.

HARVEY, C. R. Predictable risk and returns in emerging markets. **The Review of Financial Studies**, n.3, v. 8, p. 773-816, 1995.

HENRY, P. B.; LORENTZEN, P. L. Domestic capital market reform and access to global finance: making markets work. Cambridge: **National Bureau of Economic Research**, 2003 (Working Paper 10064). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w10064>. Acesso em: 15 de abr. 2013.

HERSEN, A.; LIMA, L. F.; LIMA, J. F. Evidências empíricas da influência da taxa média de juros sobre o mercado acionário brasileiro. **Gestão & Regionalidade**, v. 29, n. 85, jan./abr., 2013.

HICKS, J. R. Mr. Keynes and the “Classics”: A Suggested Interpretation. **Econometrica**, n.2, v.5, p. 147-159, abr. 1937.

HOLLAND, M. Por que as taxas de juros reais são tão elevadas no Brasil? **Economia & Tecnologia**, n. 2, v. 4, p. 27-42, jan./mar., 2006.

HONDA, Y.; KUROKI, Y. Financial and capital markets’ responses to changes in the central bank’s target interest rate: the case of Japan. **The Economic Journal**, v. 116, n. 513, p. 812-842, jul. 2006.

HUSSAIN, S. M. Simultaneous monetary policy announcements and international stock markets response: an intraday analysis. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 3, p. 752-764, mar. 2011.

IOANNIDIS, C.; KONTONIKAS, A. The Impact of monetary policy on stock prices. **Journal of Policy Modeling**, v. 30, n. 1, p. 33–53, jan./fev. 2008.

JEFFERIS, K.R.; OKEAHALAM, C.C. The impact of economic fundamentals on stock markets in southern Africa. **Development Southern Africa**, v. 17, n.1, p.23-51, 2000.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. **Econometrica**, v. 47, n. 2, p. 263-291, mar. 1979.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**, 4th ed. Cambridge: MIT Press. 1998.

KEYNES, J. M. **The general theory of employment, interest and money**. Londres, Macmillan, 1936.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da Moeda**. São Paulo: Nova Cultural, 1985. (Os Economistas, v. 1).

KLEINBAUM, D. G.; KUPPER, L. L.; MULLER, K. E. **Applied regression analysis and other multivariate methods**, 2d ed., PWS-Kent, Boston, Mass., 1988.

KONRAD, E. The impact of monetary policy surprises on asset return volatility: The case of Germany. **Financial Markets and Portfolio Management**, v. 23, n.2, p. 111–135, jun. 2009.

KREGEL, J. A. Was there an alternative to the brazilian crisis? **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 19, n. 3, p.23-38, jul./set. 1999.

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, p. 523-544, 2001.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473-492, jun. 1977.

LAMOUNIER, W. M.; NOGUEIRA, E. M. Causalidade entre os retornos de mercados de Capitais emergentes e desenvolvidos. **Revista de Contabilidade e Finanças**. São Paulo, n. 43, p. 34-48, jan./abr. 2007.

LEAL, R. P. C.; COSTA JR., N. C. A integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e São Paulo. **Revista de Administração Contemporânea**, v.2, n.1, p. 87-99, 1998.

LEVINE, R. Financial development and economic growth: views and agenda. **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 2, p. 688-726. 1997.

LEVINE, R; ZERVOS, S., Stock market development and long-run growth. *The World Bank Economic Review*, v. 10, n.2, p. 323-339, 1996.

LI, Y. D.; ÍSCAN, T. B.; XU, K. The impact of monetary policy shocks on stock prices: evidence from Canada and the United States. **Journal of International Money and Finance**, v. 29, n. 5, p. 876-896, set. 2010.

LIMA, D. A. R.; JORGE NETO, P. M. Política monetária e preço dos ativos: um estudo do mecanismo de transmissão no Brasil. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DO NORDESTE -ANPEC/NE, 9., Fortaleza, **Anais...** 2004.

LONGSTAFF, F.A. The subprime credit crisis and contagion in financial markets. **Journal of Financial Economics**, v. 97, P. 436–450, 2010.

LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. **Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.

- MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro**. Rio de Janeiro, 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas – EPGE/FGV.
- MARCONE, M. A; LAKATOS, E. M. **Técnicas de pesquisa**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2002.
- MARTINS, G. A. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.
- MATEUS, P. E. O mecanismo de transmissão monetária no Brasil: um modelo SVAR com expectativas inflacionárias. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA. SBE, 28., 2006, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2006.
- MATSUMOTO, K. **Efeitos reais da transmissão de política monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina**. Rio de Janeiro, 2000. Dissertação (Mestrado em Economia), EPGEFGV.
- MELTZER, A. H. Monetary, credit (and other) transmission processes: a monetarist perspective. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, p.49-72, 1995.
- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, p. 65-81, jun.2001.
- MENDONÇA, H. F. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27. n. 3, p. 431-451, jul-set. 2007.
- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, p. 367-394, dez. 2010.
- MESSER, C. A taxa de juros básica e a economia real. **Conjuntura Econômica**, Rio de Janeiro: FGV, n. 6, jun. 2003.
- MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. Brasília, DF: **Banco Central do Brasil**, nov. 2003. p. 1-32. [Working Papers Series, n. 77].
- MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n.4, p. 3-10, 1995.
- MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary policy regimes. **Journal of Monetary Economics**, v.43, p. 579-605.1999.
- MISHKIN, F. S. **Monetary policy strategy**. Cambridge: The MIT Press, 2007.
- MISHKIN, F. S.; SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America. **Journal of Development Economics**, v. 66, p. 415–444. 2001.
- MODIGLIANI, F. Monetary policy and consumption. In: **Consumer spending and monetary policy**: The Linhages. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, p. 9-84, 1971.

- MONTES, G C. Política monetária, inflação e crescimento econômico: a influência da reputação da autoridade monetária sobre a economia. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 2 (36), p. 237-259, ago. 2009.
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. Medium-size macroeconomic model for the brazilian economy. [Working Paper Series n. 64], **Banco Central do Brasil**, Brasília, 2003.
- NAKANO, Y. O regime monetário e de dívida pública brasileira e a alta taxa de juros. **Revista de Conjuntura Econômica**, v. 59, n. 11, p. 10-12, 2005.
- NERI, S. Monetary policy and stock prices: theory and evidence. **Bank of Italy**, Economic Research Department. Temi di discussione, n. 513. Jul. 2004.
- OLIVEIRA, F. N.; COSTA, A. R. R. Os Impactos das Mudanças Inesperadas da SELIC no Mercado Acionário Brasileiro. **Brazilian Business Review**, v. 10, n. 3, p. 54-84, jul./set. 2013.
- OLIVEIRA, G. R.; DE MEDEIROS, O. R. Testando a existência de efeitos lead-lag entre os mercados acionários norte-americano e brasileiro. **BBR Brazilian Business Review**, v. 6, n. 1. p.1-21, jan./abr. 2009.
- OLIVON, B. **Brasil tem 5º maior juro real**. Publicado em 17 abr, 2013. Disponível em: <http://exame.abril.com.br/economia/noticias/brasil-tem-o-maior-juro-real>. Acesso em 28 abr, 2013.
- OMAR, J.H.D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 3, p. 463-490, set./dez. 2008.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J. C.; AMARAL, R. Q. Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil? Uma avaliação empírica. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 4 (129), p.557-579, out./dez. 2012.
- PASSOS, C. R. M.; NOGAMI, O. **Princípios de economia**. 5 ed. rev. São Paulo: Thomson Learnig, 2006.
- PATELIS, A. D. Stock return predictability and the role of monetary policy. **Journal of Finance**, v. 52, n.5, p. 1951-1972, dez. 1997.
- PEARCE, D. K.; ROLEY, V.V. Stock prices and economic news. **The Journal of Business**, v. 1, n. 58, p. 49-67, jan. 1985.
- PEREIRA, A. F. O. A.; DANTAS, A. B.; COSTA JR., N. C. Estimação da cointegração das principais bolsas da América Latina, dos Estados Unidos e do Japão pela metodologia Johansen. In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 26. Rio de Janeiro. **Anais...**, Rio de Janeiro: ENANPAD, 2002. CD-ROM.
- PIMENTA JR. T. Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 177-185, abr./jun. 2004.

- RAMOS, P. L. **Variáveis macroeconômicas e retorno real do Ibovespa: uma avaliação linear e não-linear**. Porto Alegre, 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- RAPACH, D. E.; WOHAR, M. E.; RANGVID, J. Macro variables and international stock return predictability. **International Journal of Forecasting**, v. 21, n.1, p. 137-166, jan./mar. 2005.
- RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, dez. 2004.
- ROGOFF, K. . The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 4, n. 100, p.1169-1190, nov. 1985.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw-Hill, 1996.
- SANVICENTE, A. Z. A integração do mercado brasileiro de ações ao mercado internacional: uma aplicação de análise de cointegração. **Resenha BM&F**, v. 25, p. 31-43, 1998.
- SANVICENTE, A. Z. Captação de recursos por fundos de investimento e mercado de ações. **RAE – Revista de Administração de Empresas**, v. 42, n. 3, p. 93-100, jul./set. 2002.
- SCHWERT, G. W. Why does stock market volatility change over time? **The Journal of Finance**, v. 44, n. 5, p.1115–1153, 1989.
- SICSÚ, J. Keynes e os Novos-Keynesianos. **Revista de Economia Política**, v. 19, n. 2, p. 84-102, abr./jun. 1999.
- SICSÚ, J. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. **Revista de Economia Política**, v. 22, n.1, p. 23-33. Jan/Mar, 2002.
- SICSÚ, J. Câmbio, especulação e juros no modelo da Teoria Geral. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 3, p. 434-442, jul./set. 2008.
- SMIRLOCK, M.; YAWITZ, J. S. Asset returns, discount rate changes, and market efficiency. **Journal of Finance**, v. 40, n. 4, p. 1141-1158, set. 1985.
- STIGLITZ, J. E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. **The American Economic Review**, v. 71, n.3, p. 393-410, jun. 1981.
- STOICA, O.; DIACONASU, D. E. Monetary policy and stock markets evidence from EU countries. **Communications of the IBIMA Publishing**, v. 2012. 2012. Disponível em <http://www.ibimapublishing.com/journals/CIBIMA/cibima.html>. Acesso em 25 jan. 2013.
- SVENSSON, J. Optimal Inflation Targets, Conservative Central Banks, and Linear Inflation Contracts. **The American Economic Review**, v. 87, n.1, p. 98-114, mar.1997.
- SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. **European Economic Review**, v. 41, p. 111-1146, 1997.
- TABAK, B.; LIMA, E. Causality and cointegration in stock markets: the case of Latin America. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 3, n.2, p. 27-45, 2003.

TEIXEIRA, N. O mercado de capitais brasileiro à luz de seus avanços e desafios. In: BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L. C. (Org). **Mercado de capitais e crescimento econômico: lições internacionais, desafios brasileiros**. Rio de Janeiro: Editora Contra Capa Livraria, ANBID, 2007. p. 113-158.

THORBECKE, W. On stock market returns and monetary policy. **Journal of Finance**, v. 52, n. 2, p. 635-654, 1997.

THORBECKE, W.; ALAMI, T. The effect of changes in the federal funds rate target on stock prices in the 1970s. **Journal of Economics and Business**, v.46, n.1, p. 13-19. 1994.

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

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea – RAC**, v. 16, n. 4, p. 608-625, jul./ago. 2012.

VITHESSONTHI, C.; TECHARONGROJWONG, Y. The impact of monetary policy decisions on stock returns: evidence from Thailand. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 22, n.3, p. 487– 507, 2012.

WALSH, C. Optimal Contracts for Central Bankers. **The American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 150-167, mar. 1995.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v.48, n. 4, p.817-838, 1980.

WU, T. Y. **Does inflation targeting reduce inflation? An analysis for the OECD industrial countries**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004 [Working Paper Series n. 83]. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps83.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2013.

APÊNDICE A: Histórico das taxas de juros fixadas pelo COPOM no período analisado

Reunião			Período de vigência	Meta SELIC % a.a.
nº	data	viés		
171ª	28/11/2012		29/11/2012 -	7,25
170ª	10/10/2012		11/10/2012 - 28/11/2/12	7,25
169ª	29/08/2012		30/08/2012 - 10/10/2012	7,50
168ª	11/7/2012		12/07/2012 - 29/08/2012	8,00
167ª	30/05/2012		31/05/2012 - 11/07/2012	8,50
166ª	18/04/2012		19/04/2012 - 30/05/2012	9,00
165ª	7/3/2012		08/03/2012 - 18/04/2012	9,75
164ª	18/01/2012		19/01/2012 - 07/03/2012	10,50
163ª	30/11/2011		01/12/2011 - 18/01/2012	11,00
162ª	19/10/2011		20/10/2011 - 30/11/2011	11,50
161ª	31/08/2011		01/09/2011 - 19/10/2011	12,00
160ª	20/07/2011		21/07/2011 - 31/08/2011	12,50
159ª	8/6/2011		09/06/2011 - 20/07/2011	12,25
158ª	20/04/2011		21/04/2011 - 08/06/2011	12,00
157ª	2/3/2011		03/03/2011 - 20/04/2011	11,75
156ª	19/01/2011		20/01/2011 - 02/03/2011	11,25
155ª	8/12/2010		09/12/2010 - 19/01/2011	10,75
154ª	20/10/2010		21/10/2010 - 08/12/2010	10,75
153ª	1/9/2010		02/09/2010 - 20/10/2010	10,75
152ª	21/07/2010		22/07/2010 - 01/09/2010	10,75
151ª	9/6/2010		10/06/2010 - 21/07/2010	10,25
150ª	28/04/2010		29/04/2010 - 09/06/2010	9,50
149ª	17/03/2010		18/03/2010 - 28/04/2010	8,75
148ª	27/01/2010		28/01/2010 - 17/03/2010	8,75
147ª	9/12/2009		10/12/2009 - 27/01/2010	8,75
146ª	21/10/2009		22/10/2009 - 09/12/2009	8,75
145ª	2/9/2009		03/09/2009 - 21/10/2009	8,75
144ª	22/07/2009		23/07/2009 - 02/09/2009	8,75
143ª	10/6/2009		11/06/2009 - 22/07/2009	9,25
142ª	29/04/2009		30/04/2009 - 10/06/2009	10,25
141ª	11/3/2009		12/03/2009 - 29/04/2009	11,25
140ª	21/01/2009		22/01/2009 - 11/03/2009	12,75
139ª	10/12/2008		11/12/2008 - 21/01/2009	13,75
138ª	29/10/2008		30/10/2008 - 10/12/2008	13,75
137ª	10/9/2008		11/09/2008 - 29/10/2008	13,75
136ª	23/07/2008		24/07/2008 - 10/09/2008	13,00
135ª	4/6/2008		05/06/2008 - 23/07/2008	12,25
134ª	16/04/2008		17/04/2008 - 04/06/2008	11,75
133ª	5/3/2008		06/03/2008 - 16/04/2008	11,25
132ª	23/01/2008		24/01/2008 - 05/03/2008	11,25
131ª	5/12/2007		06/12/2007 - 23/01/2008	11,25

Reunião			Período de vigência	Meta SELIC % a.a.
nº	data	viés		
130ª	17/10/2007		18/10/2007 - 05/12/2007	11,25
129ª	5/9/2007		06/09/2007 - 17/10/2007	11,25
128ª	18/07/2007		19/07/2007 - 05/09/2007	11,50
127ª	6/6/2007		07/06/2007 - 18/07/2007	12,00
126ª	18/04/2007		19/04/2007 - 06/06/2007	12,50
125ª	7/3/2007		08/03/2007 - 18/04/2007	12,75
124ª	24/01/2007		25/01/2007 - 07/03/2007	13,00
123ª	29/11/2006		30/11/2006 - 24/01/2007	13,25
122ª	18/10/2006		19/10/2006 - 29/11/2006	13,75
121ª	30/08/2006		31/08/2006 - 18/10/2006	14,25
120ª	19/07/2006		20/07/2006 - 30/08/2006	14,75
119ª	31/05/2006		01/06/2006 - 19/07/2006	15,25
118ª	19/04/2006		20/04/2006 - 31/05/2006	15,75
117ª	8/3/2006		09/03/2006 - 19/04/2006	16,50
116ª	18/01/2006		19/01/2006 - 08/03/2006	17,25
115ª	14/12/2005		15/12/2005 - 18/01/2006	18,00
114ª	23/11/2005		24/11/2005 - 14/12/2005	18,50
113ª	19/10/2005		20/10/2005 - 23/11/2005	19,00
112ª	14/09/2005		15/09/2005 - 19/10/2005	19,50
111ª	17/08/2005		18/08/2005 - 14/09/2005	19,75
110ª	20/07/2005		21/07/2005 - 17/08/2005	19,75
109ª	15/06/2005		16/06/2005 - 20/07/2005	19,75
108ª	18/05/2005		19/05/2005 - 15/06/2005	19,75
107ª	20/04/2005		22/04/2005 - 18/05/2005	19,50
106ª	16/03/2005		17/03/2005 - 21/04/2005	19,25
105ª	16/02/2005		17/02/2005 - 16/03/2005	18,75
104ª	19/01/2005		20/01/2005 - 16/02/2005	18,25
103ª	15/12/2004		16/12/2004 - 19/01/2005	17,75
102ª	17/11/2004		18/11/2004 - 15/12/2004	17,25
101ª	20/10/2004		21/10/2004 - 17/11/2004	16,75
100ª	15/09/2004		16/09/2004 - 20/10/2004	16,25
99ª	18/08/2004		19/08/2004 - 15/09/2004	16,00
98ª	21/07/2004		22/07/2004 - 18/08/2004	16,00
97ª	16/06/2004		17/06/2004 - 21/07/2004	16,00
96ª	19/05/2004		20/05/2004 - 16/06/2004	16,00
95ª	14/04/2004		15/04/2004 - 19/05/2004	16,00
94ª	17/03/2004		18/03/2004 - 14/04/2004	16,25
93ª	18/02/2004		19/02/2004 - 17/03/2004	16,50
92ª	21/01/2004		22/01/2004 - 18/02/2004	16,50
91ª	17/12/2003		18/12/2003 - 21/01/2004	16,50
90ª	19/11/2003		20/11/2003 - 17/12/2003	17,50
89ª	22/10/2003		23/10/2003 - 19/11/2003	19,00
88ª	17/09/2003		18/09/2003 - 22/10/2003	20,00

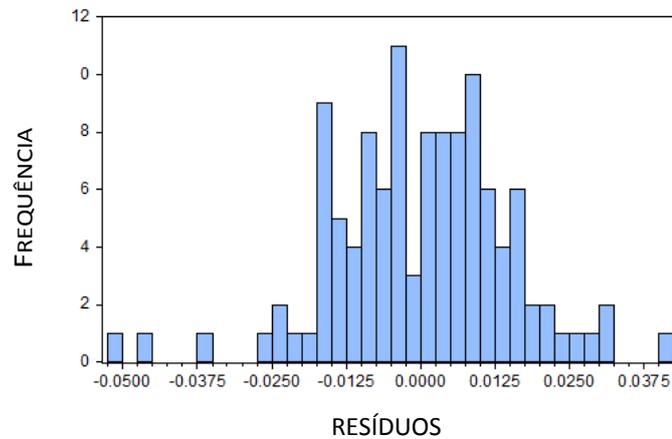
Reunião			Período de vigência	Meta SELIC % a.a.
nº	data	viés		
87ª	20/08/2003		21/08/2003 - 17/09/2003	22,00
86ª	23/07/2003		24/07/2003 - 20/08/2003	24,50
85ª	18/06/2003		19/06/2003 - 23/07/2003	26,00
84ª	21/05/2003		22/05/2003 - 18/06/2003	26,50
83ª	23/04/2003		24/04/2003 - 21/05/2003	26,50
82ª	19/03/2003	alta	20/03/2003 - 23/04/2003	26,50
81ª	19/02/2003		20/02/2003 - 19/03/2003	26,50
80ª	22/01/2003		23/01/2003 - 19/02/2003	25,50
79ª	18/12/2002		19/12/2002 - 22/01/2003	25,00
78ª	20/11/2002		21/11/2002 - 18/12/2002	22,00
77ª	23/10/2002		24/10/2002 - 20/11/2002	21,00
76ª ex.	14/10/2002		15/10/2002 - 23/10/2002	21,00
75ª	18/09/2002		19/09/2002 - 14/10/2002	18,00
74ª	21/08/2002	baixa	22/08/2002 - 18/09/2002	18,00
73ª	17/07/2002		18/07/2002 - 21/08/2002	18,00
72ª	19/06/2002	baixa	20/06/2002 - 17/07/2002	18,50
71ª	22/05/2002		23/05/2002 - 19/06/2002	18,50
70ª	17/04/2002		18/04/2002 - 22/05/2002	18,50
69ª	20/03/2002		21/03/2002 - 17/04/2002	18,50
68ª	20/02/2002		21/02/2002 - 20/03/2002	18,75
67ª	23/01/2002		24/01/2002 - 20/02/2002	19,00
66ª	19/12/2001		20/12/2001 - 23/01/2002	19,00
65ª	21/11/2001		22/11/2001 - 19/12/2001	19,00
64ª	17/10/2001		18/10/2001 - 21/11/2001	19,00
63ª	19/09/2001		20/09/2001 - 17/10/2001	19,00
62ª	22/08/2001		23/08/2001 - 19/09/2001	19,00
61ª	18/07/2001		19/07/2001 - 22/08/2001	19,00
60ª	20/06/2001	baixa	21/06/2001 - 18/07/2001	18,25
59ª	23/05/2001		24/05/2001 - 20/06/2001	16,75
58ª	18/04/2001		19/04/2001 - 23/05/2001	16,25
57ª	21/03/2001		22/03/2001 - 18/04/2001	15,75

Fonte: Banco Central do Brasil, <http://www.bcb.gov.br/?COPOMJUROS>

APÊNDICE B: Resultados da estimação do modelo III utilizando o método MQO

A estimação da equação para o modelo III foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 7,9848; p-valor = 0,0185) permite rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, não atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 9 apresenta o histograma dos resíduos do modelo III.

Gráfico 9: Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO



Brooks (2002) argumenta que a violação da premissa de normalidade dos resíduos para amostras suficientemente grandes não dá motivo para inquietação.

Então, mesmo com a não normalidade dos resíduos da amostra, a regressão do modelo III será aplicada de forma válida.

O resultado empírico obtido para a equação do modelo III é:

$$\begin{aligned}
 RM_t &= 0,0016 - 1,5362\Delta S_t^o - 0,2000\Delta CAM_t + 0,6637RDJ_t \\
 &\quad (1,0693) \quad (-2,4949) \quad (-2,7054) \quad (4,7575) \\
 &\quad [0,2873] \quad [0,0141] \quad [0,0079] \quad [0,0000] \\
 R^2 &= 0,2875 \quad DW = 2,2334 \quad F = 14,7938 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p-valores. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1,5%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,53% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo, de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,2% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 6,64% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 28,7% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle melhorou o poder explicativo da regressão do modelo I, o qual apresentou R^2 de apenas 3,25%.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

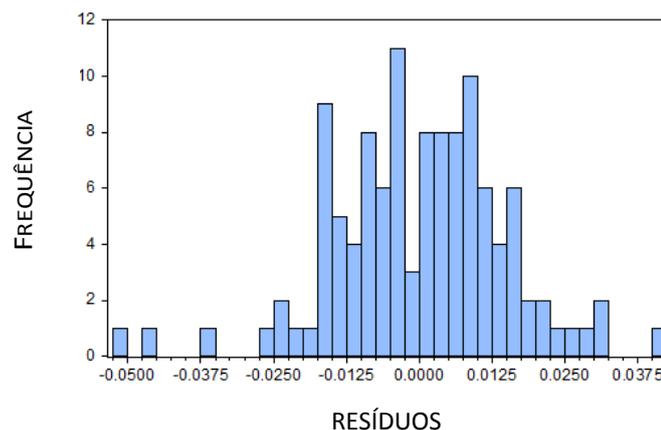
A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 4,7022$; p-valor $F(9,104) = 0,0000$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE C: Resultados da estimação do modelo III utilizando o método MQO com matriz de covariância de White

A estimação da equação para o modelo III foi realizada usando-se o método MQO com matriz de covariância de White, que estima parâmetros robustos, assumindo a presença de heteroscedasticidade seccional dos resíduos.

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 7,9848; p-valor = 0,0185) permite rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, não atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 10 apresenta o histograma dos resíduos do modelo III.

Gráfico 10: Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White.



Brooks (2002, p. 182) argumenta que a violação da premissa de normalidade dos resíduos para amostras suficientemente grandes não dá motivo para inquietação.

Então, mesmo com a não normalidade dos resíduos da amostra, a regressão do modelo III será aplicada de forma válida.

O resultado empírico obtido para a equação do modelo III é:

$$RM_t = 0,0016 - 1,5362\Delta S_t^o - 0,2000\Delta CAM_t + 0,6637RDJ_t$$

$$\begin{array}{cccc} (1,0400) & (-1,7797) & (-1,8369) & (4,1202) \\ [0,3006] & [0,0779] & [0,0689] & [0,0001] \end{array}$$

$$R^2 = 0,2875 \quad DW = 2,2334 \quad F = 14,7938 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é

significante estatisticamente ao nível de 7,8%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,53% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 6,9%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,2% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 6,64% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 28,7% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle melhorou o poder explicativo da regressão do modelo I, o qual apresentou R^2 de apenas 3,25%.

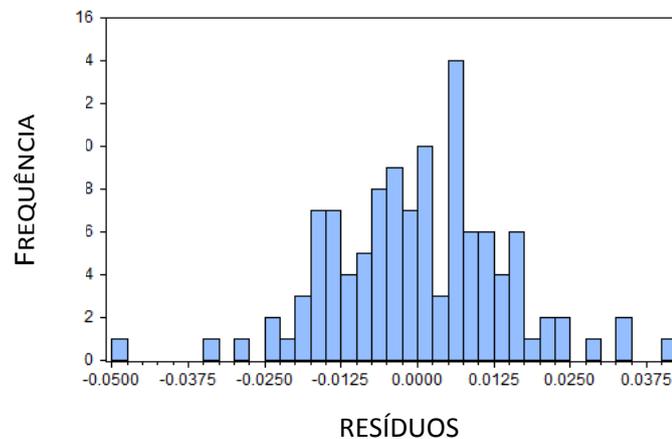
A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

APÊNDICE D: Resultados da estimação do modelo III utilizando o método MQO, com acréscimo de variável interativa *dummy* para *outlier*.

A estimação da equação para o modelo III foi realizada, usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 3,0463; p-valor = 0,2180) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 11 apresenta o histograma dos resíduos do modelo III.

Gráfico 11: Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO, com acréscimo de variável interativa *dummy* para *outlier*



O resultado empírico obtido para a equação do modelo III é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0019 - 1,4296\Delta S_t^o - 0,1741\Delta CAM_t + 0,7707RDJ_t - 0,0534OUT_t \\
 & (1,3476) \quad (-2,4402) \quad (-2,4660) \quad (5,6714) \quad (-3,5798) \\
 & [0,1806] \quad [0,0163] \quad [0,0152] \quad [0,0000] \quad [0,0005] \\
 R^2 = & 0,3624 \quad DW = 2,1808 \quad F = 15,4909 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1,6%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,43% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1,5%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,17% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente *RDJ* apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,77% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente *OUT* representativo da variável interativa *dummy* para *outlier* é negativo e apresenta significância estatística ao nível de 1%. Este resultado sugere que para o aumento de 1% referente ao evento ocorrido em janeiro de 2008 causa impacto negativo de 0,05% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 36,2% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle e da variável interativa *dummy* para *outlier* melhorou o poder explicativo da regressão do modelo III, o qual apresentou R^2 de apenas 28,7%.

A estatística *F*, por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

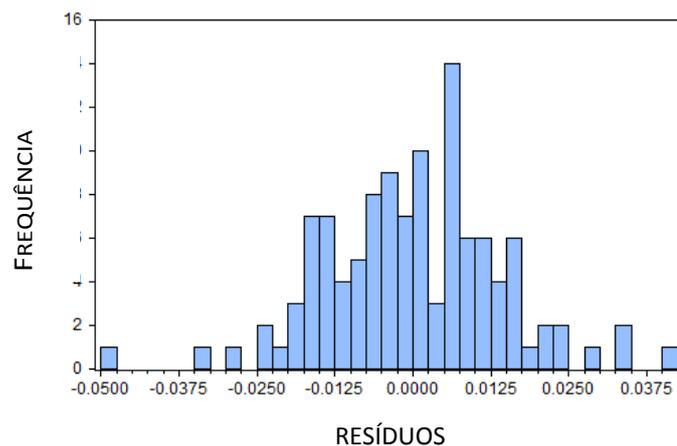
A estatística *F* do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 6,6848$; p-valor $F(10,103) = 0,0000$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE E: Resultados da estimação do modelo III utilizando o método MQO com matriz de covariância de White, e com acréscimo de variável interativa *dummy* para *outlier*.

A estimação da equação para o modelo III foi realizada usando-se o método MQO, com matriz de covariância de White, que estima parâmetros robustos assumindo a presença de heteroscedasticidade seccional dos resíduos.

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 3,0463; p-valor = 0,2180) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 12 apresenta o histograma dos resíduos do modelo III.

Gráfico 12: Histograma dos resíduos do modelo III estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White, com acréscimo de variável interativa *dummy* para *outlier*



O resultado empírico obtido para a equação do modelo III é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0019 - 1,4296\Delta S_t^o - 0,1741\Delta CAM_t + 0,7707RDJ_t - 0,0534OUT_t \\
 & (1,2659) \quad (-1,6510) \quad (-1,6151) \quad (6,0230) \quad (-16,1702) \\
 & [0,2083] \quad [0,1016] \quad [0,1092] \quad [0,0000] \quad [0,0000] \\
 R^2 = & 0,3624 \quad \quad \quad DW = 2,1808 \quad \quad \quad F = 15,4909 \quad \quad \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^o apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 10,2%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na taxa de juros SELIC meta nominal observada causa impacto negativo de 1,43% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente somente ao nível de 10,9%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,17% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,77% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente OUT representativo da variável interativa *dummy* para *outlier* é negativo e apresenta significância estatística ao nível de 1%. Este resultado sugere que para o aumento de 1% referente ao evento ocorrido em janeiro de 2008 causa impacto negativo de 0,05% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 36,2% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle e da variável interativa *dummy* para *outlier* melhorou o poder explicativo da regressão do modelo III, o qual apresentou R^2 de apenas 28,7%.

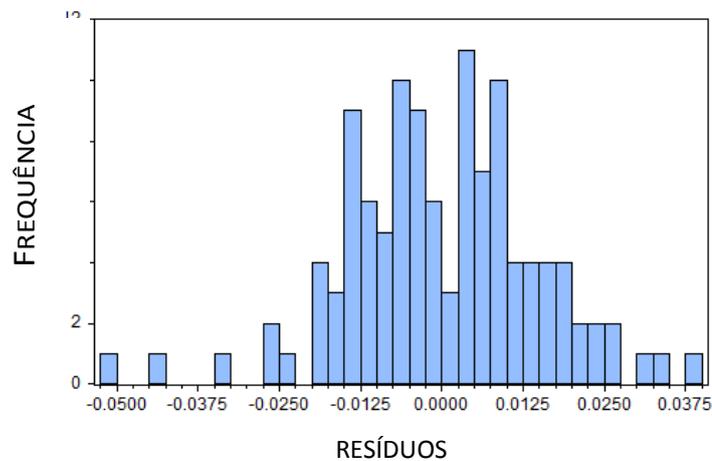
A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

APÊNDICE F: Resultados da estimação do modelo IV utilizando o método MQO

A estimação da equação para o modelo IV foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 5,784126; p-valor = 0,055462) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos ao nível de significância de 5%, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 13 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV.

Gráfico 13: Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método MQO



O resultado empírico obtido para a equação do modelo IV é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0030 - 1,5973\Delta S_t^e - 2,0728\Delta S_t^u - 0,1921\Delta CAM_t + 0,6490RDJ_t \\
 & (1,7810) \quad (-2,6125) \quad (-3,0212) \quad (-2,6163) \quad (4,6837) \\
 & [0,0777] \quad [0,0103] \quad [0,0031] \quad [0,0102] \quad [0,0000] \\
 R^2 = & 0,3062 \quad DW = 2,2531 \quad F = 12,0238 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta esperada causa impacto negativo de 1,60% no retorno do mercado acionário brasileiro. O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta não esperada causa impacto negativo de 2,07% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,19% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 30,6% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle melhorou o poder explicativo da regressão do modelo II, o qual apresentou R^2 de apenas 6,73%.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

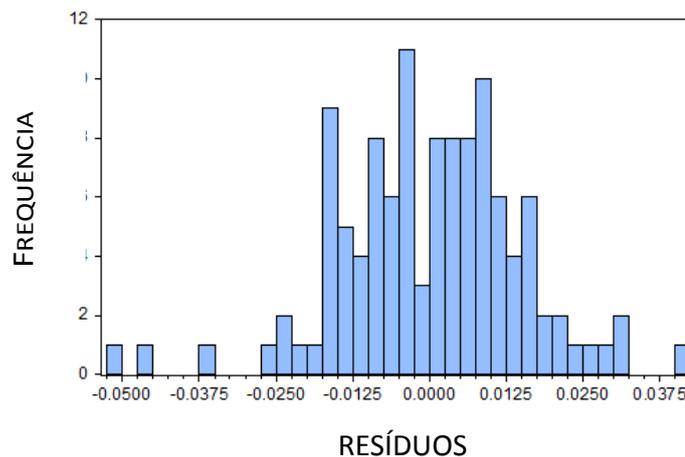
A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,9027$; p-valor $F(9,104) = 0,0010$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE G: Resultados da estimação do modelo IV utilizando o método MQO com matriz de covariância de White

A estimação da equação para o modelo III foi realizada usando-se o método MQO com matriz de covariância de White, que estima parâmetros robustos assumindo a presença de heteroscedasticidade seccional dos resíduos.

O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 5,7841; p-valor = 0,0555) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos ao nível de significância de 5%, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 14 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV.

Gráfico 14: Histograma dos resíduos do modelo IV estimado pelo método MQO com matriz de covariância de White



O resultado empírico obtido para a equação do modelo IV é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0030 - 1,5973\Delta S_t^e - 2,0728\Delta S_t^u - 0,1921\Delta CAM_t + 0,6490RDJ_t \\
 & (1,8780) \quad (-1,8978) \quad (-2,1094) \quad (-1,7720) \quad (3,9733) \\
 & [0,0631] \quad [0,0604] \quad [0,0372] \quad [0,0792] \quad [0,0001] \\
 R^2 = & 0,3062 \quad \quad \quad DW = 2,2531 \quad \quad \quad F = 12,0238 \quad \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas t e os entre colchetes aos p-valoros. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 6%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta esperada causa impacto negativo de 1,60% no retorno do mercado acionário brasileiro. O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o

esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 3,7%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta não esperada causa impacto negativo de 2,07% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 7,9%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,19% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O R^2 indica que 30,6% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária. Este resultado indica que o acréscimo das duas variáveis de controle melhorou o poder explicativo da regressão do modelo II, o qual apresentou R^2 de apenas 6,73%.

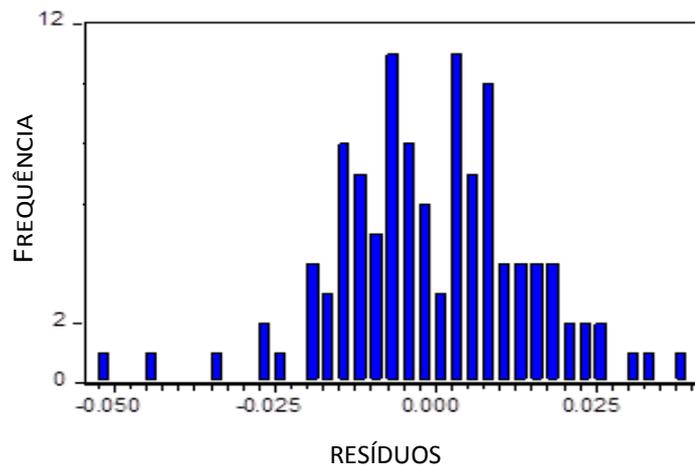
A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão do modelo III não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

APÊNDICE H: Resultados da estimação do modelo IV, para verificação de assimetria quanto ao sinal da variação não esperada da TAXA SELIC meta, utilizando o método MQO

A estimação da equação para o modelo IV, para verificação de assimetria quanto ao sinal da variação não esperada da taxa SELIC meta foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 5,7246; p-valor = 0,0571) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos ao nível de significância de 5%, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 15 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy*.

Gráfico 15: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste de assimetria quanto ao sinal da variação não esperada da taxa SELIC meta, estimado pelo método MQO



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0028 - 1,5881\Delta S_t^e - 2,0872\Delta S_t^u - 0,1918\Delta CAM_t + 0,6500RDJ_t + 0,0004D\Delta S_t^u \\
 & (1,1345) \quad (-2,5455) \quad (-2,9390) \quad (-2,5976) \quad (4,6516) \quad (0,0842) \\
 & [0,2591] \quad [0,0123] \quad [0,0040] \quad [0,0107] \quad [0,0000] \quad [0,9331] \\
 R^2 = & 0,3062 \quad DW = 2,2538 \quad F = 9,5326 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valores. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1%

na variação da taxa de juros SELIC meta esperada causa impacto negativo de 1,59% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC meta não esperada causa impacto negativo de 2,09% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,19% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente $D\Delta S^u$ apresenta sinal positivo e não é significativo estatisticamente.

O R^2 indica que 30,6% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

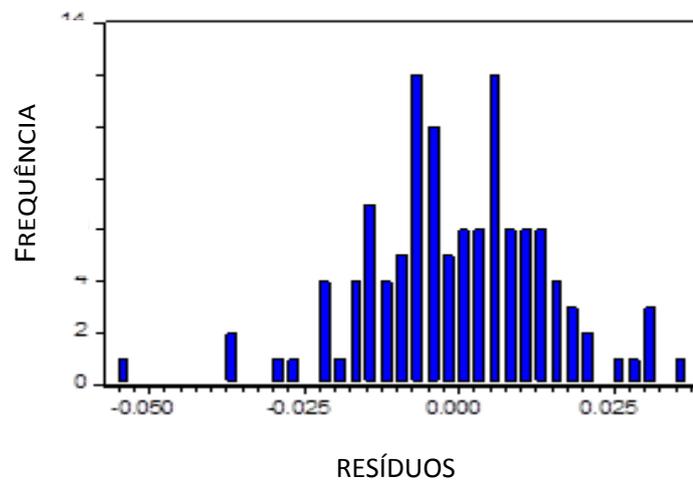
O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,4912$; p-valor $F(9,105) = 0,0020$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE I: Resultados da estimação do modelo IV, para verificação de assimetria quanto ao sinal da variação não esperada da TAXA SELIC meta, utilizando o método MQO

A estimação da equação para o modelo IV, para verificação de assimetria quanto às alterações da taxa SELIC meta observada foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 6,3872; p-valor = 0,0410) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo, desta forma, a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 16 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variáveis *dummy*.

Gráfico 16: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variáveis *dummy* para teste de assimetria quanto às alterações da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método MQO



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & -0,0011 - 2,5757\Delta S_t^e - 3,0201\Delta S_t^u - 0,2060\Delta CAM_t + 0,6462RDJ_t + 0,0070\Delta S_t^O P + 0,0055\Delta S_t^O Z \\
 & (0,3381) \quad (-2,5939) \quad (-2,9604) \quad (-2,7799) \quad (4,6618) \quad (1,1980) \quad (1,3786) \\
 & [0,7359] \quad [0,0108] \quad [0,0038] \quad [0,0064] \quad [0,0000] \quad [0,2336] \quad [0,1709] \\
 R^2 = & 0,3191 \quad DW = 2,2596 \quad F = 8,3594 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1%

na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada causa impacto negativo de 2,58% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada causa impacto negativo de 3,02% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,21% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já os coeficientes ΔS^oP e ΔS^oZ apresentam sinais positivos e não são significantes estatisticamente.

O R^2 indica que 31,9% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

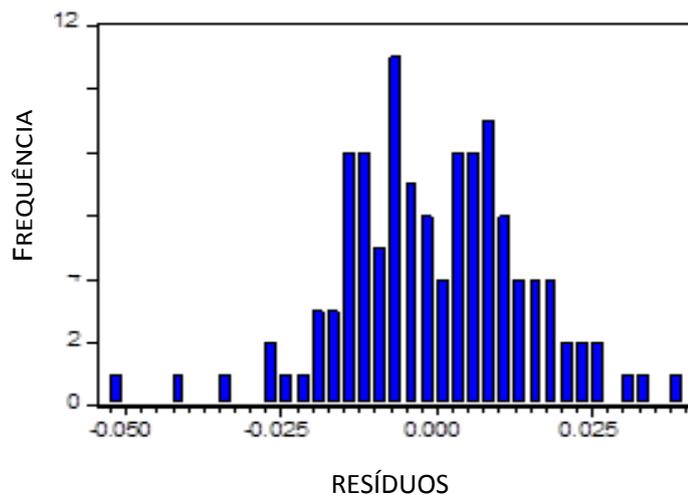
O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,2039$; p-valor $F(10,104) = 0,0044$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE J: Resultados da estimação do modelo IV, para verificação de assimetria quanto à inversão de tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC meta observada, utilizando o método MQO.

A estimação da equação para o modelo IV, para verificação de assimetria quanto à inversão de tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC nominal observada foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 5,4136; p-valor = 0,0667) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 17 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy*.

Gráfico 17: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste de assimetria quanto às inversão de tendência de aumento ou baixa da taxa SELIC meta observada, estimado pelo método MQO.



O resultado empírico obtido é:

$$RM_t = 0,0031 - 1,5662\Delta S_t^e - 2,0378\Delta S_t^u - 0,1924\Delta CAM_t + 0,6577RDJ_t - 0,0020\Delta S_t^o I$$

(1,8138)	(-2,5290)	(-2,9321)	(-2,6097)	(4,6642)	(-0,3783)
[0,0725]	[0,0129]	[0,0041]	[0,0103]	[0,0000]	[0,7060]
$R^2 = 0,3071$		$DW = 2,2448$	$F = 9,5721$	$p - \text{valor}(F) = 0,0000$	

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valores. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1%

na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada causa impacto negativo de 1,57% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente $\Delta S''$ apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada causa impacto negativo de 2,04% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,19% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,66% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente ΔS^oI apresenta sinal negativo e não é significativo estatisticamente.

O R^2 indica que 30,7% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

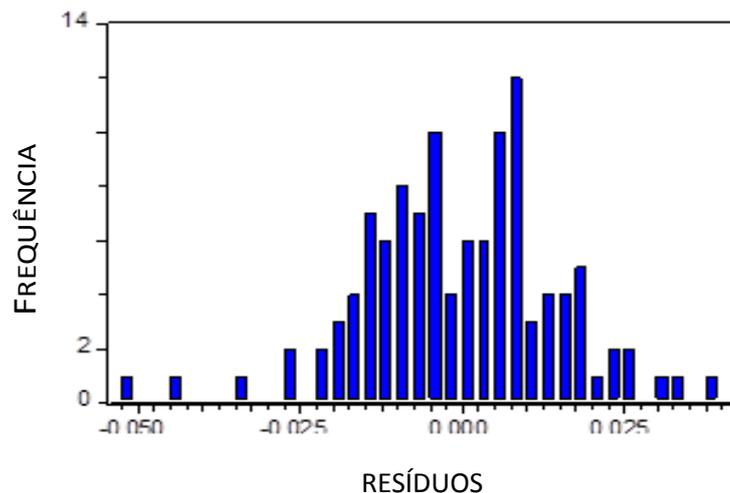
O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,4596$; p-valor $F(9,105) = 0,0023$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

APÊNDICE K: Resultados da estimação do modelo IV, para verificação de impacto da crise financeira mundial no mercado acionário brasileiro, utilizando o método MQO.

A estimação da equação para o modelo IV, para verificação de possível impacto da crise mundial financeira de 2008 nos retornos do mercado acionário brasileiro foi realizada usando-se o método MQO. O resultado do teste de Bera e Jarque (1981) sobre os resíduos dessa regressão (estatística BJ = 6,5518; p-valor = 0,0378) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos ao nível de significância de 1%, atendendo desta forma a premissa de normalidade dos resíduos. O Gráfico 18 apresenta o histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo da variável *dummy* *CRISE*.

Gráfico 18: Histograma dos resíduos do modelo IV, com acréscimo de variável *dummy* para teste do efeito crise mundial de 2008 no retorno do mercado acionário brasileiro, estimado pelo método MQO



O resultado empírico obtido é:

$$\begin{aligned}
 RM_t = & 0,0035 - 1,6238\Delta S_t^e - 2,1566\Delta S_t^u - 0,1909\Delta CAM_t + 0,6520RDJ_t - 0,0012CRISE_t \\
 & (1,5130) \quad (-2,6228) \quad (-2,9388) \quad (-2,5862) \quad (4,6761) \quad (-0,3314) \\
 & [0,1332] \quad [0,0100] \quad [0,0040] \quad [0,0110] \quad [0,0000] \quad [0,7410] \\
 R^2 = & 0,3069 \quad DW = 2,2535 \quad F = 9,5625 \quad p\text{-valor}(F) = 0,0000
 \end{aligned}$$

Os números entre parênteses correspondem às estatísticas *t* e os entre colchetes aos p-valor. Observa-se que o coeficiente ΔS^e apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1%

na variação da taxa de juros SELIC nominal esperada causa impacto negativo de 1,62% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔS^u apresenta sinal de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC nominal não esperada causa impacto negativo de 2,16% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente ΔCAM apresenta sinal negativo de acordo com o esperado e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de câmbio causa impacto negativo de 0,19% no retorno do mercado acionário brasileiro.

O coeficiente RDJ apresenta sinal positivo, de acordo com o esperado, e é significativo estatisticamente ao nível de 1%. Este resultado sugere que cada aumento de 1% no retorno do mercado acionário americano causa impacto positivo de 0,65% no retorno do mercado acionário brasileiro.

Já o coeficiente $CRISE$ apresenta sinal negativo e não é significativo estatisticamente.

O R^2 indica que 30,7% das variações no IBOVESPA no dia dos eventos estão associadas com notícias sobre a política monetária.

A estatística F , por sua vez, confirma a significância estatística do conjunto dos parâmetros das variáveis independentes na explicação do comportamento da variável explicada, com p-valor de 0,0000.

O resultado do teste de DW revela que os resíduos da regressão não apresentam evidências de autocorrelação, pois a hipótese nula de não autocorrelação não foi rejeitada.

A estatística F do teste de White (1980) nos resíduos da regressão (estatística $F = 2,6172$; p-valor $F(9,105) = 0,0012$) permite rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.