



Flávio de Freitas Val

**Ensaio sobre a Precificação Empírica
de Ativos, Política Monetária e suas
Inter-Relações**

Tese de Doutorado

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação
em Administração de Empresas da PUC-Rio como
requisito parcial para obtenção do título de Doutor
em Administração de Empresas.

Orientador: Prof. Marcelo Cabus Klotzle

Rio de Janeiro

Abril de 2016



Flávio de Freitas Val

**Ensaio sobre a Precificação Empírica
de Ativos, Política Monetária e suas
Inter- Relações**

Tese apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor pelo Programa de Pós-graduação em Administração de Empresas da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Marcelo Cabus Klotzle

Orientador
Departamento de Administração – PUC-Rio

Prof. Antonio Carlos Figueiredo Pinto

Departamento de Administração - PUC-Rio

Prof. Luiz Felipe Jacques da Motta

Departamento de Administração – PUC-Rio

Prof. Claudio Henrique da Silveira Barbedo

Grupo IBMEC

Prof. Wagner Piazza Gaglianone

Banco Central do Brasil

Profa. Mônica Herz

Vice-Decana de Pós-Graduação do CCS

Rio de Janeiro, 01 de abril de 2016

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem a autorização da universidade, do autor e do orientador.

Flávio de Freitas Val

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, em 1996. Pós-graduado em Finanças pelo IBMEC-Rio, em 2000. Obteve o título de Mestre em Métodos Matemáticos em Finanças pelo Instituto de Matemática Pura e Aplicada - IMPA, em 2005. Iniciou sua carreira profissional como *trainee* nas Lojas Americanas onde se desligou como coordenador financeiro, após cinco anos de enriquecedoras experiências. Funcionário de carreira do Banco Central do Brasil - BCB desde 2000, onde atuou na implementação do Sistema de Pagamentos Brasileiro e como operador nas mesas de operação das reservas internacionais brasileiras e na mesa do mercado aberto. Atualmente pesquisa sobre precificação de ativos e finanças empíricas e desenvolve suas atividades no Departamento de Operações do Mercado Aberto do BCB e como professor em cursos de pós-graduação na área de finanças.

Ficha Catalográfica

Val, Flávio de Freitas

Ensaio sobre a precificação empírica de ativos, política monetária e suas inter-relações / Flávio de Freitas Val ; orientador: Marcelo Cabus Klotzle. – 2016.
134 f. : il. color. ; 30 cm

Tese (doutorado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2016.
Inclui bibliografia

1. Administração – Teses. 2. Alta-frequência. 3. Volatilidade realizada. 4. Política monetária. 5. Credibilidade. 6. Filtro de Kalman. I. Klotzle, Marcelo Cabus. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD:658

Para Lilian, Henrique e
Carolina, Pelo amor e apoio
incondicionais.

Agradecimentos

Ao meu orientador, Prof. Marcelo Cabus Klotzle, com quem tive o privilégio de escrever outros artigos, pela real orientação, sugestões, exigências e pelo empenho para que eu sempre buscasse o meu melhor neste trabalho.

Ao meu orientador técnico no Banco Central do Brasil, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, pela disponibilidade, ajuda na solução de minhas dúvidas e apoio nos momentos necessários.

Aos meus pais, pelo exemplo de vida, educação e carinho que sempre mostraram; e aos meus irmãos e irmãs pela convivência sempre prazerosa, alegre, festiva e sempre pacífica.

Aos meus saudosos avós, Divino e Brígida, exemplos de retidão e simplicidade, que me deram excelentes memórias das viagens de infância e que sempre tinham um conselho ou um carinho guardados para mim.

Aos professores Departamento de Administração - IAG, em especial Antonio Carlos Figueiredo Pinto, Luiz Eduardo Brandão, Luiz Felipe Jacques da Motta e Roger James Volkema, que me enriqueceram com seus conhecimentos técnicos e de vida.

Ao Banco Central do Brasil pelo apoio financeiro e pela disponibilização de precioso tempo para me dedicar aos estudos e a este trabalho.

Aos membros da banca, em especial a Wagner Piazza Gaglianone, pelas indicações bibliográficas e pelos preciosos comentários para que finalizasse um melhor trabalho.

Aos meus colegas da PUC-Rio em especial aos amigos Alex Sandro Moraes, Macelly Moraes e Marcelo Zeuli pelos estudos conjuntos, objetivos em comum e conversas de desabafo e motivação.

A minha querida esposa Lilian e meus filhos Henrique e Carolina, sem os quais nada seria possível.

Resumo

Val, Flávio de Freitas; Klotzle, Marcelo Cabus. **Ensaio sobre a Precificação Empírica de Ativos, a Política Monetária e suas Inter-Relações**. Rio de Janeiro, 2016. 134p. Tese de Doutorado – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

A presente tese trata da estimação do risco e da precificação de ativos financeiros, de medidas que buscam estimar como os agentes de mercado estão avaliando a política monetária, bem como da inter-relação entre o mercado acionário e a política monetária. Esta inter-relação é representada pela estimação da reação do mercado acionário às mudanças na política monetária. O primeiro trabalho implementa dois recentes modelos de estimação de volatilidade que utilizam dados de alta frequência. O modelo Auto-Regressivo Heterogêneo (HAR) e o modelo Componente (2-Comp) são estimados e os resultados são comparados com os encontrados pelas estimações que utilizam a família de modelos Auto-Regressivos com Heteroscedasticidade Generalizados (GARCH). Durante o período analisado, os modelos que usam dados intradiários obtiveram melhores previsões de retornos dos ativos avaliados, tanto dentro como fora da amostra, confirmando assim que esses modelos possuem informações importantes para uma série de agentes econômicos. No trabalho seguinte se estima a credibilidade da política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil - BCB nos últimos dez anos. Esta credibilidade foi estimada por meio de implementação do filtro de Kalman em medidas derivadas de expectativas inflacionárias de pesquisa ao consumidor, da pesquisa Focus do BCB e de curvas de juros dos títulos governamentais. Os resultados fornecem evidências da existência de três movimentos da credibilidade inflacionária estimada pela medida implícita e pela Focus no período analisado: (i) cedeu fortemente em meados de 2008, durante o momento mais crítico da Crise *Subprime*; (ii) relativa estabilidade entre o início de 2009 e meados de 2010 (meados de 2013, pela medida Focus); (iii) uma tendência de queda a partir de então, quando houve uma taxa real de juros abaixo da mínima compatível com a meta de inflação. Já a credibilidade inflacionária estimada a partir de pesquisa ao consumidor apresentou um comportamento mais errático que as demais, apresentando uma tendência de queda mais intensa a partir do início de 2013 e permanecendo em patamares próximos a zero desde então. Ao mesmo tempo, os resultados indicam que

alterações da inflação são importantes para a previsão da credibilidade estimada a partir de pesquisa ao consumidor, validando sua característica *backward looking* e de ser formada a partir de expectativa adaptativa dos consumidores. A metodologia adotada possibilita desenvolver estimativas em tempo real do grau desta credibilidade e retornar avaliação quantitativa sobre a consistência da política monetária em um ambiente de metas de inflação. Ele contribui para a literatura existente ao implementar o teste de credibilidade de Svensson (1993) e o estender dentro de um arcabouço econométrico de espaço de estado, permitindo a estimação probabilística do grau de credibilidade da política monetária implementada pela autoridade monetária brasileira no período analisado. Finalmente, o terceiro e último trabalho é um estudo empírico da relação entre a política monetária, implementada pelo BCB, e o mercado de ações brasileiro. Utilizando a metodologia de Estudo de Eventos, analisa-se o efeito dos componentes esperados e não esperados das decisões de política monetária nos retornos do Índice Bovespa e de trinta e cinco ações de diferentes empresas. Os resultados fornecem evidências de que a política monetária possui um efeito significativo no mercado acionário, sendo que o evento de reversão na direção da política monetária tende a potencializar a resposta deste mercado. A análise no nível setorial indica que o setor de consumo cíclico é o mais afetado por esta política, enquanto os setores de utilidade pública e de petróleo, gás e biocombustíveis não são afetados significativamente. Os ativos individuais respondem de forma bastante heterogênea à política monetária, porém, ao se utilizar os retornos anormais destes ativos, identificou-se uma forte redução na intensidade e no número de empresas impactadas pela política monetária. Além disso, a surpresa monetária é explicada por variações não esperadas da taxa de desemprego, do índice de produção industrial e do IPCA, sendo Granger causada por variações não esperadas do índice de produção industrial, indicando a importância desta variável para a previsão da política monetária.

Palavras-chave

Alta-frequência; GARCH; volatilidade realizada; HAR; política monetária; surpresas; estudo de evento; credibilidade; filtro de Kalman.

Abstract

Val, Flávio de Freitas; Klotzle, Marcelo Cabus (Advisor). **Essays on Empirical Asset Pricing, Monetary Policy and their Inter-Relations.** Rio de Janeiro, 2016. 134p. Tese de Doutorado – Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This present thesis discusses the estimation of risk and of financial assets pricing, the measures that seek to estimate how the market players are evaluating the monetary policy, as well as the inter-relationship between the stock market and monetary policy. This interrelation is represented by the estimation of the stock market's reaction to changes in monetary policy. The first essay implements the estimation of two recent volatility models using high-frequency data. Heterogeneous Autoregressive model (HAR) and the Component model (2-Comp) are estimated and the results are compared with those found by estimations using the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) family models. During the analyzed period, the models using intraday data obtained better forecasts of asset returns valued both in-sample and out-of-sample, thus confirming that these models have important information for the economic agents. The next essay estimates the credibility of monetary policy implemented by the Central Bank of Brazil - BCB in the last ten years. This credibility was estimated by the use of Kalman filter on measures of inflation expectations derived from the consumer survey, the Focus survey from BCB and on the yield curves of government bonds. The results provide evidence of the existence of three changes on inflationary credibility in the analyzed period: (i) sharp downturn in mid-2008; (ii) relative stability between early 2009 and mid-2010 (mid-2013, for Focus measure); (iii) a downward trend since then, when there was a real interest rate below the minimum compatible with the inflation target. Besides, inflationary credibility estimated from the consumer pooling showed a more erratic behavior than the others, with a tendency to fall more intensely from the beginning of 2013 and remaining at levels close to zero since then. At the same time, the results indicate that inflation changes are important for the prediction of the credibility estimated from consumer pooling, validating its backwardated characteristic and its construction from adaptive consumer expectations. The adopted methodology enables to develop real-time estimates of BCB credibility and to return quantitative assessment of the consistency of monetary policy on an

inflation target regime. This work adds to the existing literature in implementing Svensson credibility test (1993) and in extending it within an econometric framework of state space, allowing the probabilistic estimation of the degree of credibility of the monetary policy implemented by the Brazilian monetary authority during the analyzed period. Finally, the third and final essay is an empirical study of the relationship between monetary policy, implemented by the BCB, and the Brazilian stock market. Using the Event Study methodology, this essay analyzes the effect of expected and unexpected components of monetary policy decisions on the Bovespa index returns and on thirty-five different stock returns. The results provide evidence that monetary policy has a significant effect on the stock market returns, and the reversal event in the direction of monetary policy tends to enhance the response of the stock market. The analysis on a sectorial basis indicates that the cyclical consumer sector is the most affected by this policy, while the public utility and the oil, gas and biofuels sectors are not significantly affected. Individual assets respond in a very heterogeneous way to monetary policy. However, when using the abnormal returns, we identified a strong reduction in the intensity and in the number of companies affected by monetary policy. Furthermore, monetary surprise is explained by unexpected variations in the unemployment rate, in the industrial production index and in the CPI. Nonetheless, monetary surprise is Granger caused by unexpected variations in the industrial production index, indicating the importance of this variable for monetary policy forecasting.

Keywords

High-frequency; GARCH; realized volatility; HAR; monetary policy; surprises; event study; credibility; Kalman filter.

Sumário

1	Introdução	15
2	Volatilidade e Previsão de Retorno com Modelos de Alta Frequência e GARCH: Evidências para o Mercado Brasileiro	20
2.1	Introdução	20
2.2	Resumo da Literatura Relevante	21
2.3	Dados e Estimação da Volatilidade Realizada	25
2.4	Metodologia	27
2.4.1.	Modelos de Retornos Bivariados e Variância Realizada	29
2.4.2	Especificação Auto-Regressiva Heterogênea: Modelo HAR	29
2.4.3	Especificação Component-Log(RV): Modelo 2-Comp	30
2.5	Resultados Empíricos	32
2.6	Conclusão	41
3	Estimando a Credibilidade da Política Monetária Brasileira: Uma Análise Empírica utilizando o Filtro de Kalman	43
3.1	Introdução	43
3.2	Revisão Bibliográfica	45
3.3	Metodologia	49
3.3.1	Testes de Credibilidade Previamente Sugeridos	49
3.3.2	O Teste de Credibilidade de Svensson	51
3.3.3	Estendendo o Teste de Svensson para um Arcabouço Probabilístico	52
3.4	Abordagem Econométrica, Amostra, Tratamento da Base de Dados e a Relação entre a Credibilidade e Variáveis Macroeconômicas e Financeiras	54
3.4.1.	Abordagem Econométrica	54
3.4.2	Amostra e Tratamento da Base de Dados	55
3.4.3	Relação entre a Credibilidade e Fatores Macroeconômicos e Financeiros	58
3.5	Resultados	60
3.5.1	Indicadores de Credibilidade Previamente Sugeridos	60
3.5.2	Teste de Svensson e Arcabouço Probabilístico	62
3.5.3	A Relação entre a Credibilidade e Fatores Macroeconômicos e Financeiros	69

3.6	Conclusão	71
4	Reação do Mercado Acionário às Medidas de Política Monetária: Um Estudo de Eventos do Caso Brasileiro	73
4.1	Introdução	73
4.2	Resumo da Literatura Relevante	75
4.3	Metodologia	78
4.3.1	Estimação das Mudanças Esperadas e Surpresas	79
4.3.2	Estimação da Resposta do Mercado de Ações	81
4.3.2.1	Retornos Normais	82
4.3.2.2	Retornos Anormais	82
4.3.3	Assimetria	84
4.3.4	Ortogonalidade e Robustez das Estimações	85
4.3.5	Efeito Timing versus Efeito Permanente	87
4.3.6	Surpresas Macroeconômicas nas Mudanças Surpresas da Meta Selic	88
4.4	Amostra e Tratamento da Base de Dados	89
4.5	Resultados	92
4.5.1	Resposta do Mercado Acionário	92
4.5.2	Assimetria	93
4.5.3	Surpresas de Timing versus Surpresas Permanentes	96
4.5.4	Surpresas Macroeconômicas nas Mudanças Surpresas da Meta Selic	97
4.5.5	Resposta Setorial e dos Ativos Individuais do Mercado Acionário	99
4.5.5.1	Retornos Normais	99
4.5.5.2	Retornos Anormais	102
4.6	Conclusão	104
5	Referências bibliográficas	106
6	Apêndices	114
6.1	Correlogramas das Séries Z_t e Z_u	114
6.2	Causalidade de Granger das Credibilidades Estimadas da Política Monetária, Risco Soberano e Inflação	115
6.3	Modelo Paramétrico de Svensson para Estimação de Curvas de Juros	116
6.4	Ações e Setores Econômicos	118
6.5	Síntese das Expectativas de Mudança na Taxa Selic pela	

Técnica de Análise de Componentes Principais	119
6.6 Surpresas Monetárias	121
6.7 Variação do Ibovespa versus Mudanças Surpresas na Taxa Selic	123
6.8 Respostas Assimétricas do Ibovespa para Surpresa da taxa Selic	124
6.9 Respostas da Taxa de Juros de Curto Prazo	126
6.10 Respostas Assimétricas do Ibovespa para Elevação, Redução e Manutenção da taxa Selic	128
6.11 Causalidade de Granger de Surpresas Monetárias e Variáveis Macroeconômicas	130
6.12 Resposta dos Ativos Individuais a Mudanças da Taxa Selic	131

Lista de figuras

Figura 2.1 - Autocorrelação das Volatilidades Realizadas para PETR4 e VALE5	26
Figura 2.2 - Fatores de Decaimento e $\log(RV)$ Realizado e Estimado para VALE5	36
Figura 2.3 - Retornos Realizados e Previsão Fora da Amostra pelos Modelos HAR e 2-Comp	40
Figura 2.4 - Retornos Mensais Esperados e Observados para PETR4 e VALE5	40
Figura 3.1 – Séries Históricas e Função Densidade das Expectativas Inflacionárias 12 Meses à Frente	58
Figura 3.1.1 - Séries Históricas	58
Figura 3.1.2 - Funções Densidade de Probabilidade	58
Figura 3.2.1 - Índice de Credibilidade – Cecchetti e Krause (2002)	61
Figura 3.2.2 - Índice de Credibilidade – Sicsú (2002)	61
Figura 3.2.3 - Índice de Credibilidade – Mendonça (2004)	62
Figura 3.2.4 - Índice de Credibilidade – Mendonça e Souza (2009)	62
Figura 3.3.1 - Expectativas Inflacionárias e Intervalos da Meta de Inflação	63
Figura 3.3.2 - CM_{Max} , CM_{Min} e Taxas Reais de Juros Estimadas	63
Figura 3.4.1 - Credibilidade Implícita e Thetas Estimados	65
Figura 3.4.2 - TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por Meio de Inflação Implícita	65
Figura 3.5.1 - Credibilidade Focus e Thetas Estimados	66
Figura 3.5.2 - TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por Meio da Pesquisa Focus	66
Figura 3.6.1 - Credibilidade ao Consumidor e Thetas Estimados	66
Figura 3.6.2 - TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por meio de Pesquisa ao Consumidor	66
Figura 3.7 - Estimação das Credibilidades Implícita, Focus e do Consumidor	67
Figura 3.8 - Metas, Tolerâncias e Inflações Anuais Realizadas e Previstas	69
Figura 4.1 - Surpresas nas Mudanças da Meta da Taxa Selic	102

Lista de tabelas

Tabela 2.1 - Estatísticas Descritivas: Retornos Diários e Volatilidade Realizada	27
Tabela 2.2 - Estimativas com os Modelos GARCH, EGARCH e TGARCH	33
Tabela 2.3 - Efeito de Alavancagem	34
Tabela 2.4 - Estimativas com o Modelo HAR-log(RV)	35
Tabela 2.5 - Estimativas com o Modelo 2-Comp	36
Tabela 2.6 - Raiz quadrada do Erro Quadrático Médio	37
Tabela 2.7 - Teste de Diebold Mariano (valor de P)	39
Tabela 2.8 - Estatística Descritiva para Retornos Mensais Esperados e Observados	41
Tabela 3.1 - Estatísticas Descritivas das Expectativas Inflacionárias 12 Meses a Frente	58
Tabela 3.2 - Estimativas por filtro de Kalman	64
Tabela 3.3 - Credibilidades da Política Monetária e Variáveis Macroeconômicas e Financeiras	70
Tabela 4.1 - Correlações dos Componentes Surpresa e Esperado na Mudança da Taxa Selic	90
Tabela 4.2 - Estatísticas Descritivas das Surpresas na taxa Selic	91
Tabela 4.3 - Resposta do Ibovespa as Mudanças da Taxa Selic	93
Tabela 4.4 - Resposta Assimétrica do Ibovespa para Elevação, Redução e Manutenção da taxa Selic	95
Tabela 4.5 - Resposta do Ibovespa ao Efeito Provisório ou Permanente da taxa Selic	97
Tabela 4.6 - Surpresas da Taxa Selic e Surpresas Macroeconômicas	98
Tabela 4.7 - Setores e Ativos com Coeficientes de Surpresa Monetárias Significativos	101
Tabela 4.8 - Valores Médios dos Coeficientes de Surpresa Monetária	102
Tabela 4.9 - Setores e Ativos com Coeficientes de Surpresa Monetárias Significativos	103

1

Introdução

Os modelos de precificação de ativos e de estimação de volatilidade vêm se desenvolvendo de forma rápida nas últimas décadas. Modelos pioneiros e hoje consagrados das décadas de 60 e 70, como o *Capital Asset Pricing Model* - CAPM e o de Black & Scholes, abriram as portas para a pesquisa na área de finanças empíricas, possibilitando a criação, desenvolvimento e precificação de novos instrumentos financeiros. Em finanças e em macroeconomia, uma linha de pesquisa que tem se desenvolvido rapidamente na última década é a que utiliza modelos de alta-frequência. Estas pesquisas são amplamente aplicadas na precificação de ativos e na estimação de volatilidade nos principais e mais líquidos mercados financeiros, tais como o mercado de ações, de câmbio e o monetário. Além disto, esses modelos de alta frequência vêm sendo bastante utilizados, também, em pesquisas que analisam os impactos e relações da política monetária com demais mercados, principalmente os mercados acionários e cambiais, melhorando o entendimento dos mecanismos de transmissão da política monetária.

Ao mesmo tempo, o mercado monetário e os mecanismos de transmissão da política monetária continuam exercendo enorme fascínio e gerando novos desafios para os pesquisadores. Diversos trabalhos são desenvolvidos enfocando este mercado, talvez por se tratar de um mercado: onde estão inseridos os instrumentos de ação e controle dos bancos centrais; que propicia uma enorme oportunidade de investimentos; e por afetar de forma direta ou indireta outros mercados. Há uma bem fundamentada linha de pesquisa que busca estimar e analisar como o mercado monetário afeta demais mercados financeiros e a economia real, como explorado pelos pesquisadores Ben Bernanke e Lars Svensson.

Esta tese é composta por três trabalhos que desenvolvem temas ligados e inter-relacionados às linhas de pesquisa citadas acima. Dessa forma, a referida tese trata da estimação do risco e da precificação de ativos financeiros, de medidas que buscam estimar como os agentes de mercado estão avaliando a política

monetária, bem como da inter-relação entre o mercado acionário e a política monetária. Esta inter-relação é representada pela estimação da reação do mercado acionário às mudanças na política monetária.

O primeiro trabalho implementa dois recentes modelos de estimação de volatilidade que utilizam dados de alta frequência. Estes dados são observações disponibilizadas em pequenos intervalos de tempo, sendo que para séries históricas financeiras, isto se resume a observações disponibilizadas com uma frequência diária ou em um menor espaço de tempo. Foram propostos dois modelos bivariados de retornos e de volatilidade realizada e exploradas suas contribuições para melhores previsões dos retornos. O modelo Auto-Regressivo Heterogêneo (HAR) e o modelo Componente (2-Comp) são estimados e os resultados são comparados com os encontrados pelas estimações que utilizam a família de modelos Auto-Regressivos com Heteroscedasticidade Generalizados (GARCH). As aplicações empíricas implementadas nos retornos das duas ações analisadas, PETR4 e VALE5, revelam a importância das informações nos retornos intradiários e o uso da volatilidade realizada. Os resultados encontrados confirmam que: (i) modelos bivariados que usam dados de alta frequência proporcionam melhorias significativas nas previsões em comparação com os modelos padrão, baseados em dados diários, confirmando os resultados encontrados por Maheu e McCurdy (2011); (ii) os dois modelos bivariados de alta frequência, de forma parcimoniosa e singular, tiveram êxito na modelagem da volatilidade, conforme apresentado por Valls Pereira et al. (2012), demonstrando um excelente desempenho na previsão dos retornos e confirmando os resultados em Corsi (2009). Esses resultados podem ser úteis em estratégias de investimentos intradiários, em estratégias com posições longas-curtas e na gestão de riscos. As volatilidades condicionais HAR e 2-Comp podem ser usadas, por exemplo, para comparar e refinar o desempenho de diferentes metodologias do Valor em Risco (VaR) de uma carteira de ações. Por fim, os modelos com o uso de dados de alta frequência implementados na presente pesquisa parecem contribuir para melhores previsões de volatilidade e retorno. Esses resultados foram alcançados nos períodos dentro e fora da amostra, mediante o uso da raiz quadrada do erro quadrático médio e o teste estatístico de Diebold Mariano das previsões nos horizontes de 1, 5 e 22 dias.

No trabalho seguinte se estima a credibilidade da política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil - BCB nos últimos dez anos. Esta credibilidade foi estimada por meio de implementação do filtro de Kalman em medidas derivadas das metas de inflação anuais e seus limites mínimos e máximos, das expectativas inflacionárias de pesquisa ao consumidor, da pesquisa Focus do BCB e das curvas de juros dos títulos governamentais. O filtro de Kalman é um método de estimação que se baseia em estimativas de regressões para cada período do tempo em relação à estimativa do período anterior e dos dados relativos ao período atual, ou seja, baseia-se em estimações que consideram inclusive os dados contemporâneos. Uma das limitações inerentes à metodologia utilizada neste artigo se deve a forma direta de se avaliar a credibilidade da política monetária, tendo como consequência a impossibilidade da identificação explícita da fonte de variação da credibilidade. Os resultados fornecem evidências da existência de três movimentos da credibilidade inflacionária estimada pela medida implícita e pela Focus no período analisado: (i) cedeu fortemente em meados de 2008, durante o momento mais crítico da Crise *Subprime*; (ii) relativa estabilidade entre o início de 2009 e meados de 2010 (meados de 2013, pela medida Focus); (iii) uma tendência de queda a partir de então, quando houve uma taxa real de juros abaixo da mínima compatível com a meta de inflação. Já a credibilidade inflacionária estimada a partir de pesquisa ao consumidor apresentou um comportamento mais errático que as demais, apresentando uma tendência de queda mais intensa a partir do início de 2013 e permanecendo em patamares próximos a zero desde então. Ao relacionar as medidas de credibilidade estimadas com variáveis macroeconômicas e financeiras, observou-se que: (i) as três medidas de credibilidade estimadas apresentaram movimento de queda nos períodos de recessão e são afetadas positivamente pela taxa de desemprego (ii) o hiato do produto afeta negativamente as credibilidades Focus e implícita; (iii) variações na taxa de câmbio USD/R\$ e a inflação ocorrida afetam somente a credibilidade Focus enquanto o EMBI-BRL afeta somente a credibilidade do consumidor. Além disto, identificou-se que a medida de credibilidade implícita é importante para a previsão do índice de risco soberano. Ao mesmo tempo, os resultados indicam que alterações da inflação são importantes para a previsão da credibilidade estimada a partir de pesquisa ao consumidor, validando sua característica *backward looking* e de ser formada a partir de expectativa adaptativa

dos consumidores. Com relação à dinâmica intertemporal das três séries de credibilidade estimadas, os resultados apontam uma relação de causalidade das credibilidades implícita e Focus em relação à credibilidade dos consumidores. A metodologia adotada possibilita desenvolver estimativas em tempo real do grau desta credibilidade e retornar avaliação quantitativa sobre a consistência da política monetária em um ambiente de metas de inflação. Ele contribui para a literatura existente ao implementar o teste de credibilidade de Svensson (1993) e o estender dentro de um arcabouço econométrico de espaço de estado, permitindo a estimação probabilística do grau de credibilidade da política monetária implementada pela autoridade monetária brasileira no período analisado. Como pontos a serem desenvolvidos em trabalhos posteriores nesta área, sugere-se implementar novas estimativas que consigam captar a variação da credibilidade inflacionária ao longo do tempo, como a abordagem Bayesiana.

Finalmente, o terceiro e último trabalho é um estudo empírico da relação entre a política monetária, implementada pelo Banco Central do Brasil, e o mercado de ações brasileiro. Utilizando a metodologia de Estudo de Eventos, analisa-se o efeito dos componentes esperados e não esperados das decisões de política monetária nos retornos do Índice Bovespa e de trinta e cinco ações de diferentes empresas. Entre as limitações deste trabalho, destaca-se a possível ocorrência de eventos simultâneos e a decomposição da surpresa monetária em seus efeitos permanentes e provisórios. Os resultados fornecem evidências de que a política monetária possui um efeito significativo no mercado acionário, sendo que o evento de reversão na direção da política monetária tende a potencializar a resposta deste mercado. A análise no nível setorial indica que o setor de consumo cíclico é o mais afetado por esta política, enquanto os setores de utilidade pública e de petróleo, gás e biocombustíveis não são afetados significativamente. Os ativos individuais respondem de forma bastante heterogênea a política monetária. Considerando a expectativa síntese, desenvolvida neste trabalho, e utilizando os retornos normais dos ativos, identificaram-se treze entre as trinta e cinco empresas reagindo de forma significativa à política monetária. Ao se utilizar os retornos anormais, identificou-se uma redução na intensidade e no número de empresas impactadas pela política monetária, indicando uma redução na resposta dos ativos individuais do mercado acionário à política monetária. Além disto, o principal indicador de política monetária utilizada, a surpresa monetária, é explicada por

variações não esperadas da taxa de desemprego, do índice de produção industrial e do IPCA, sendo mais impactado por esta última variável. Por fim, variações não esperadas do índice de produção industrial Granger causam as surpresas monetárias, indicando a importância desta variável para a previsão da política monetária.

2

Volatilidade e Previsão de Retorno com Modelos de Alta Frequência e GARCH: Evidências para o Mercado Brasileiro

2.1 Introdução

Os dados de alta-frequência são observações disponibilizadas em pequenos intervalos de tempo. Para séries históricas financeiras, isto se resume a observações disponibilizadas com uma frequência diária ou em um menor espaço de tempo, já existindo, inclusive, diversas bases de dados que fornecem informações negócio por negócio de ativos financeiros.

A disponibilização de base de dados de negociações e os avanços computacionais vêm tornando estes dados cada vez mais acessíveis para pesquisadores e *traders*, gerando um enorme crescimento de pesquisas empíricas relacionadas a estes dados.

Este desenvolvimento tem aberto caminho para uma vasta gama de aplicações empíricas, principalmente em mercados financeiros líquidos, com grandes volumes e frequência de negócios e baixos custos de transação. Entre estas aplicações, podem-se destacar as pesquisas relacionadas com a estimação, previsão e comparação de volatilidades dos retornos de ativos financeiros com diferentes frequências.

Além disso, os dados de alta frequência também estão sendo amplamente utilizados para estudar questões relacionadas à microestrutura dos mercados financeiros, tais como: o comportamento de participantes em um mercado específico, a dinâmica de preços e efeitos nas transações e ofertas de compra e venda de um ativo em particular, concorrência entre mercados relacionados e modelagem em tempo real da dinâmica de mercados.

Este artigo contribui para a literatura ao estudar a volatilidade e os retornos estimados por modelos que utilizam dados de alta-frequência. Foram propostos dois modelos bivariados de retornos e de volatilidade realizada e exploradas suas contribuições para melhores previsões dos retornos. Cabe ressaltar que evidências

empíricas sugerem que os estimadores de variação quadrática, baseados em dados de alta-frequência, são melhores previsores que os modelos padrões de estimação de volatilidade. Dessa forma, os resultados aqui apresentados fornecem importantes subsídios para melhores estimações de volatilidades e precificação de ativos financeiros. Em termos práticos, pode-se utilizar os modelos implementados para validar e refinar modelos de precificação e de retornos intradiários. Portanto, os modelos aqui implementados podem ser úteis em estratégias de investimento *intraday*, em estratégias com posições longas-curtas e na gestão de risco, por exemplo, para calcular diferentes volatilidades condicionais no intuito de comparar e melhorar as metodologias de Valor em Risco.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção é uma breve revisão da literatura. A seção 2.3 descreve os dados utilizados na construção dos retornos diários e trata da estimação da volatilidade realizada (RV) diária. Nesta estimação, destacam-se os ajustes na RV para se remover os efeitos de microestrutura de mercado. A seção 2.4 descreve a metodologia, estima os modelos de retornos e RV baseados nos dados intradiários e os modelos de referência baseados em retornos diários. A seção 2.5 apresenta os resultados empíricos, que são validados mediante o uso da variância condicional intradiária para se estimar o *Capital Asset Pricing Model* - CAPM. Por fim, a Seção 2.6 ressalta as conclusões deste trabalho.

2.2 Resumo da Literatura Relevante

A análise dos dados de alta-frequência introduz novos desafios aos pesquisadores, pois estes dados possuem características únicas, não presentes em bases de dados com menores frequências.

Desde que Hsieh (1991) apresentou uma das primeiras estimativas de variação de retornos diários a partir de retornos intradiários do índice acionário S&P500, diversos progressos foram feitos em diferentes áreas de pesquisa. Entre outros artigos seminais, que abordam as propriedades e características únicas das distribuições dos dados intradiários, podem-se citar: Zhou (1996), que utilizou dados de ultra-alta-frequência (negócio por negócio) do mercado de taxas de câmbio para explicar a autocorrelação negativa de primeira ordem dos retornos e estimar a volatilidade para dados de alta-frequência, e Andersen & Bollerslev

(1997, 1998b) que analisaram o comportamento da volatilidade intradiária, choques de volatilidade devido a anúncios macroeconômicos e a persistência de longo prazo nas séries temporais de volatilidade realizada, também no mercado de câmbio.

Outros trabalhos importantes, como Andersen & Bollerslev (1998a), Andersen et al. (2001a), Andersen et al. (2001b), Barndorff-Nielsen (2002) e Meddahi (2002) estabeleceram as propriedades teóricas e empíricas de estimação da variação quadrática para uma vasta classe de processos estocásticos em finanças, viabilizando pesquisas empíricas com uma nova classe de estimadores, entre os quais se inclui a volatilidade realizada.

Andersen & Bensoni (2008) relacionam as aplicações empíricas derivadas de medidas construídas a partir dos dados de alta-frequência, ressaltando ao menos quatro grandes áreas de pesquisas: (i) previsão de volatilidade, com destaque nas pesquisas com enfoque na melhoria da performance desta previsão, na literatura relacionada à detecção de saltos e na investigação de problemas relacionados à microestrutura na performance das previsões; (ii) implicações na distribuição dos retornos da condição de não arbitragem; (iii) medidas multivariadas de variação quadrática e (iv) volatilidade realizada, especificação e estimação de modelos.

Dentre estas subáreas de pesquisa, este artigo foca na melhoria de performance na previsão da volatilidade, na qual especial atenção tem sido dada nas propriedades das séries temporais e melhorias de estimação proporcionadas, especificamente, pela volatilidade realizada.

A seguir, alguns artigos que se destacam nesta subárea de pesquisa.

Andersen et al. (2001b) estimam a volatilidade realizada diária de diversas ações do índice *Dow Jones Industrial Average* - DJIA. Os autores obtêm resultados que afirmam que a distribuição incondicional da variância realizada e covariâncias são altamente assimétricas à direita enquanto o desvio padrão logarítmico realizado e as correlações são aproximadamente gaussianos, assim como a distribuição dos retornos escalonada pelos desvios padrões realizados.

Andersen et al. (2003) fornecem uma estrutura geral para a utilização de dados de alta frequência intradiários para se medir, modelar e se projetar as volatilidades e as distribuições dos retornos, em uma frequência diária ou em prazos menores.

Ghysels et al. (2005) introduzem um novo estimador que prevê a variância mensal com os retornos quadráticos diários passados e o denominam MIDAS (*Mixed Data Sampling*).

Andersen et al. (2007) afirmam que uma crescente literatura confirma ganhos na previsão de volatilidade de ativos financeiros utilizando-se medidas baseadas em dados de alta-frequência. Implementam uma nova medida de volatilidade (*bipower variation measure*) e correspondentes testes não paramétricos para saltos. A análise empírica de taxas de câmbio, retornos de índice de ações e taxas de títulos sugere que o componente de volatilidade devido a saltos é altamente importante e menos persistente que o componente contínuo, e que a separação dos movimentos de saltos dos movimentos suaves (contínuos) resulta em significativa melhora na previsão da volatilidade fora da amostra. Além disto, muitos saltos significativos estão associados a novos anúncios de eventos macroeconômicos.

Maheu & McCurdy (2007) propõem um modelo flexível e parcimonioso da dinâmica conjunta do retorno e do risco de mercado para se prever o *time-varying market equity premium*. Este modelo de volatilidade permite que seus componentes tenham diferentes taxas de decaimento, gerando previsões de retorno à média e permitindo *variance targeting*.

Corsi (2009) propõe um modelo aditivo de componentes de volatilidade definido em diferentes horizontes de tempo. Este modelo possui componentes auto-regressivos na volatilidade realizada sendo denominado *Heterogeneous Autoregressive Model of Realized Volatility* – HAR-LOG(RV). De fácil implementação, os resultados de simulações mostram que este modelo consegue reproduzir as principais características dos retornos de ativos financeiros (*long memory, fat tails and self-similarity*). Além disto, resultados empíricos mostram uma excelente performance das previsões.

Poucos artigos estudaram os benefícios de se incorporar a RV na distribuição dos retornos. Entre estes, tem-se Andersen et al. (2003) e Giot & Laurent (2004), que consideram o valor da RV para estimações e para o cálculo de *Value at Risk*, comparando a performance de um modelo do tipo ARCH (modelo t-Student APARCH), que utiliza retornos diários, com a performance de um modelo baseado na volatilidade realizada diária - que utiliza retornos intradiários - em carteiras de índices de ações e de taxas de câmbio. Estas abordagens separam

as dinâmicas dos retornos e das volatilidades e assumem que a RV é uma estatística suficiente para representar a variância condicional dos retornos. Ghysels et al. (2005) ressaltam que as medidas de volatilidade de alta frequência identificam o *trade off* entre risco e retorno em menores frequências.

Entre os estudos aplicados ao mercado brasileiro, Moreira & Lemgruber (2004) avaliam o uso de dados de alta frequência na previsão de volatilidade e no VaR, utilizando os modelos GARCH com horizontes diários e *intraday*. Entre os resultados, destacaram que os dados *intraday* podem melhorar significativamente o VaR de um dia. Já Valls Pereira (2012), de forma pioneira, escolhem o intervalo de tempo *intraday* ótimo, tratam da questão do ruído gerado pela microestrutura de mercado e implementam dois modelos recentes, que usam dados de alta frequência para estimar e prever a volatilidade de cinco ações representativas do Índice Bovespa.

Além disto, é importante ressaltar que os dados de alta frequência vêm sendo bastante utilizados também em pesquisas que buscam analisar a relação e os impactos da política monetária com demais mercados, melhorando o entendimento dos mecanismos de transmissão da política monetária. A relação entre a política monetária e seus impactos nos mercados acionários e cambial vem sendo bastante explorada. Chuliá et al. (2010) e Rosa (2011b) analisam os impactos no mercado acionário. Enquanto os primeiros autores estudam os efeitos dos anúncios do FOMC¹, relativos às decisões de mudança na taxa meta dos *Federal funds*, nos retornos, volatilidades e correlações intradiárias de diversas ações, Rosa (2011b) investiga os efeitos nos índices de ações e de volatilidade do mercado norte-americano, utilizando duas *proxies* para os choques de política monetária: o componente surpresa da mudança na taxa e a surpresa no comunicado do *Federal Reserve* - FED, que captura revisões acerca de futuras decisões na citada política.

Rosa (2011a) e Kohlscheen (2014) analisam os impactos da política monetária nos mercados cambiais. O primeiro autor analisa o impacto em cinco moedas de países desenvolvidos (Euro, Dólar Canadense, Libra, Franco Suíço e Yen) e resultados mostram que decisões e comunicações acerca da política

¹ O *Federal Open Market Committee* – FOMC é um comitê do banco central norte-americano, sendo responsável pelo estabelecimento da taxa básica de juros da economia, entre outros assuntos.

monetária causam grande impacto nas taxas de câmbio, enquanto Kohlscheen (2014) não encontra impacto significativo de surpresas monetárias nas taxas de câmbio do Brasil, Chile e México. Entre os estudos aplicados ao mercado brasileiro, destaque para Araújo et al. (2013) que utilizam cotações de alta frequência dos contratos futuros de DI-1 dia para analisar a assimetria de informação geradas pelas decisões do COPOM.

2.3 Dados e Estimação da Volatilidade Realizada

Neste trabalho foram utilizados os preços negociados das ações PETR4 e VALE5, as duas ações mais líquidas do mercado acionário brasileiro. Os preços de negociação destas ações foram obtidos diretamente junto à BM&FBOVESPA.

Os dados amostrais cobrem o período compreendido entre 1º de dezembro de 2009 e 23 de março de 2012 para ambas as ações.

Após remover erros dos dados de negociação, uma grade com intervalos de 5 minutos foi construída dentro do horário de negociação do pregão eletrônico, encontrando o preço negociado igual ou posteriormente mais próximo a cada intervalo do grid. A partir desta grade, foram construídos os retornos de 5 minutos, continuamente compostos (log dos retornos). Estes retornos foram multiplicados por 100, sendo denotados como $r_{t,i} = 1, \dots, I$, onde I é o número de retornos intradiários no dia t . Para esta grade de 5 minutos, tem-se em média $I=83$ para cada dia de negociação. Esta rotina gerou, respectivamente 47.334 e 47.322 retornos de 5 minutos para as séries de PETR4 e VALE5 nos 573 dias em que as ações foram negociadas.

O somatório da variação quadrática é uma medida natural da variância *ex-post* em um intervalo de tempo. A variância realizada ou também denominada volatilidade realizada é um dos estimadores de variação quadrática mais populares, sendo calculada como a soma dos quadrados dos retornos em um intervalo de tempo.

Assim, dados os retornos intradiários $r_{t,i} = 1, \dots, I$, um estimador diário não ajustado da RV é:

$$RV_{t,u} = \sum_{i=1}^I r_{t,i}^2 \quad (2.1)$$

Porém, na presença de dinâmicas de microestrutura de mercado, a RV pode ser viesada e um estimador inconsistente para variação quadrática (Bandi & Russel, 2008). Desta forma, a volatilidade realizada diária foi ajustada por meio do método de médias móveis, utilizado por Ebens (1999) e Andersen et al. (2001b) e depois generalizado por Hansen et al. (2008) e implantando, também, no mercado acionário brasileiro por Valls Pereira (2012).

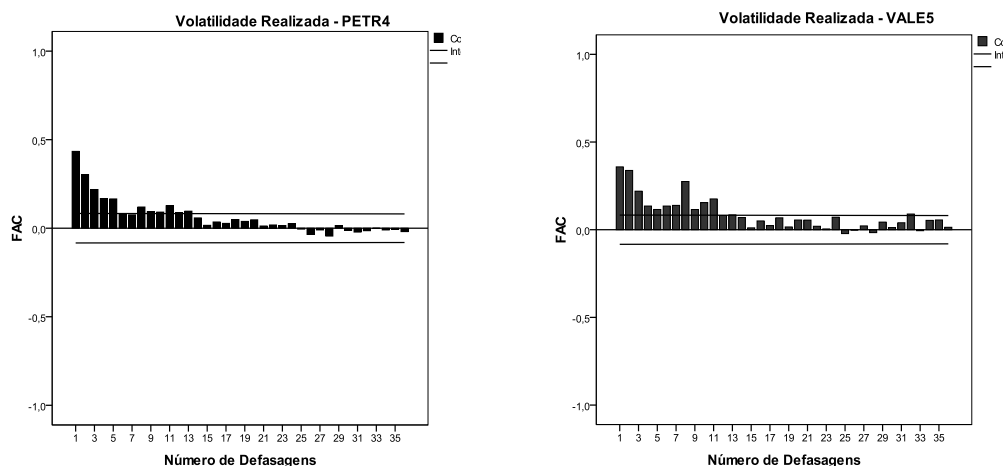
Dessa forma, caso o retorno intradiário de um ativo siga um processo de média móvel de ordem q (MA(q)) dado por $r_{t,m} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1,m} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q,m}$, Hansen et al. (2008) mostram, considerando algumas hipóteses, que o estimador que corrige o viés da RV não ajustada, baseado no processo MA(q), é dado por:

$$RV_{t,MAq} = \frac{(1 - \hat{\theta}_1 - \dots - \hat{\theta}_q)^2}{1 + \hat{\theta}_1^2 + \dots + \hat{\theta}_q^2} RV_{t,u} \quad (2.2)$$

De forma a não haver descasamento entre as medidas de volatilidade, os retornos diários r_t , utilizados nos modelos do tipo GARCH, foram calculados pela diferença logarítmica do último preço do dia e do último preço do dia anterior, ambos capturados na grade de 5 minutos. Estes retornos foram multiplicados por 100.

A figura 2.1 mostra que as volatilidades realizadas das ações analisadas possuem autocorrelação serial significativa.

Figura 2.1 - Autocorrelação das Volatilidades Realizadas para PETR4 e VALE5



A Tabela 2.1 mostra as estatísticas descritivas para os retornos diários e para as VR diárias estimadas, utilizando-se a grade de cinco minutos. Há certo viés na VR não ajustada. Após a análise dos correlogramas da VR diária e o critério adotado por Maheu & McCurdy (2011) para remover esse viés, um processo MA com $q=8$ parece necessário para os retornos da PETR4, enquanto $q=11$ é apropriado para os retornos da VALE5. A partir daqui, $RV_t = RV_{t,MAq}$ será usado com $q=8$ e $q=11$ para as estimativas, respectivamente, da PETR4 e VALE5.

Tabela 2.1

Estatísticas Descritivas: retornos diários e volatilidade realizada						
	Média	Variância	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo
PETR4						
r_t	-0.090	3.121	-0.404	1.359	-7.596	5.328
RV_u	3.155	11.124	4.580	28.561	0.417	32.743
RV_{ma1}	0.629	0.443	4.580	28.561	0.083	6.532
RV_{ma2}	0.023	0.001	4.580	28.561	0.003	0.237
RV_{ma3}	0.083	0.008	4.580	28.561	0.011	0.863
RV_{ma4}	0.083	0.008	4.580	28.561	0.011	0.863
RV_{ma4}	0.330	0.121	4.580	28.561	0.044	3.420
RV_{ma5}	1.031	1.188	4.580	28.561	0.136	10.699
RV_{ma6}	1.746	3.405	4.580	28.561	0.231	18.115
RV_{ma7}	2.223	5.521	4.580	28.561	0.294	23.067
RV_{ma8}	3.083	10.624	4.580	28.561	0.408	31.999
RV_{ma9}	3.645	14.844	4.580	28.561	0.482	37.823
RV_{ma10}	0.083	0.008	4.580	28.561	0.011	0.863
RV_{ma10}	3.951	17.443	4.580	28.561	0.522	41.001
VALE5						
r_t	-0.011	3.015	-0.364	3.009	-9.958	5.815
RV_u	2.866	14.783	6.344	56.496	0.303	46.845
RV_{ma1}	0.967	1.684	6.344	56.496	0.102	15.812
RV_{ma2}	0.166	0.050	6.344	56.496	0.018	2.717
RV_{ma3}	0.000	0.000	6.344	56.496	0.000	0.001
RV_{ma4}	0.204	0.075	6.344	56.496	0.022	3.328
RV_{ma5}	0.499	0.448	6.344	56.496	0.053	8.155
RV_{ma6}	0.646	0.750	6.344	56.496	0.068	10.555
RV_{ma7}	0.699	0.879	6.344	56.496	0.074	11.421
RV_{ma8}	1.568	4.427	6.344	56.496	0.166	25.635
RV_{ma9}	1.646	4.878	6.344	56.496	0.174	26.908
RV_{ma10}	1.830	6.029	6.344	56.496	0.193	29.917
RV_{ma11}	3.016	16.374	6.344	56.496	0.319	49.302
RV_{ma12}	3.468	21.650	6.344	56.496	0.367	56.691

2.4 Metodologia

Neste trabalho foram propostos modelos bivariados baseados em duas formas alternativas em que a RV é relacionada com a variância condicional dos

retornos, utilizando-se também os modelos da família GARCH para a análise de desempenho dos modelos intradiários.

Assim como em Maheu & McCurdy (2011), foram propostas duas formas funcionais para os modelos bivariados dos retornos e da RV. O primeiro modelo utiliza a especificação heterogênea auto-regressiva (HAR) do $\log(RV)$ (Corsi, 2009; Andersen et al., 2007). O segundo modelo permite que componentes do $\log(RV)$ tenham diferentes taxas de decaimento (Maheu & McCurdy, 2007).

Foi considerada, também, uma forma de ligar a RV à variância dos retornos, impondo a restrição de que a variância condicional dos retornos diários seja igual à expectativa condicional da RV diária.

Assim como em um dos modelos de referência, o EGARCH, os modelos bivariados permitem os chamados efeitos de alavancagem, ou assimétricos, das inovações negativas versus as inovações positivas dos retornos.

Uma forma de se confirmar que as informações intradiárias contribuem para melhorar as estimações das distribuições de retornos é comparando as estimativas dos modelos bivariados de retorno e $\log(RV)$ especificados com as estimativas dos modelos da família GARCH:

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1) \quad (2.3)$$

$$\text{GARCH: } \sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha e_{t-1}^2 \quad (2.4)$$

$$\text{EGARCH: } \log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \quad (2.5)$$

$$\text{TGARCH: } \sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 I_{t-1} \text{ em que } I_t = 0 \text{ se } e_t < 0 \text{ e } 0 \text{ caso contrário} \quad (2.6)$$

O principal método de comparação implementado utiliza a raiz quadrada do erro quadrático médio e o teste de Diebold Mariano (1995), baseado no artigo de Harvey et al. (1997). Intuitivamente, modelos melhores estimados terão menores erros de previsão e, se comparados com demais modelos de performance inferior, apresentarão diferenças estatísticas em seus erros. Portanto, para avaliação dos modelos implementados neste artigo, focou-se na acurácia relativa dos modelos em estimar os retornos dentro e fora da amostra.

Um aspecto importante da abordagem utilizada é a possibilidade de comparar diretamente as especificações de volatilidade tradicionais, tais como os modelos da família GARCH, com os modelos bivariados de retornos e VR, pois os modelos implementados possuem um critério em comum – a previsão dos retornos. A média e o teste estatístico desses erros de previsão permitem investigar a contribuição relativa da VR nas previsões.

2.4.1 Modelos de Retornos Bivariados e Variância Realizada

Nesta subseção, foram implementadas duas especificações conjuntas do retorno diário e da RV. Esses modelos bivariados distinguem-se pelos pressupostos alternativos sobre a dinâmica da RV. Em cada caso, restrições entre equações ligam a variância dos retornos à especificação da RV.

O primeiro corolário de Andersen et al. (2003) mostra que, sob certas condições empíricas, a expectativa condicional da variação quadrática (VQ_t) é igual à variância condicional dos retornos, i.e. $E_{t-1}(VQ_t) = Var_{t-1}(r_t) \equiv \sigma_t^2$. Se a VR for um estimador não viesado da variação quadrática, segue que a variância condicional dos retornos pode ser vinculada a VR como $\sigma_t^2 = E_{t-1}(RV_t)$, onde o conjunto de informação é definido como $\phi_{t-1} \equiv \{r_{t-1}, VR_{t-1}, r_{t-2}, VR_{t-2}, \dots, r_1, VR_1\}$. Supondo-se que a VR tenha distribuição log-normal, a restrição assume a seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = E_{t-1}(VR_t) = \exp(E_{t-1} \log(VR_t) + \frac{1}{2} Var_{t-1}(\log(VR_t))) \quad (2.7)$$

2.4.2 Especificação Auto-Regressiva Heterogênea: Modelo HAR

O primeiro modelo implementado possui uma especificação bivariada para os retornos diários e RV na qual os retornos condicionais são dirigidos por inovações normais e a dinâmica de $\log(VR_t)$ é capturada por uma função auto-regressiva heterogênea (HAR) dos $\log(VR_t)$ defasados. Corsi (2009) e Andersen et al. (2007) usam funções HAR visando capturar a dependência de memória longa de forma parcimoniosa. Motivado por estes trabalhos, define-se:

$$\log(VR_{t-h,h}) \equiv \frac{1}{h} \sum_{i=0}^{h-1} \log(VR_{t-h+i}) \quad (2.8)$$

$$\log(VR_{t-1,1}) \equiv \log(VR_{t-1})$$

Por exemplo, $\log(VR_{t-22,22})$ é estimado mediante o cálculo da média do $\log(VR)$ para os últimos 22 dias, i.e. de $t-22$ até $t-1$, $\log(VR_{t-5,5})$ considera a média dos últimos cinco dias.

Isso toma a especificação dos retornos diários e da VR com a dinâmica de $\log(VR_t)$ sendo modelada como uma função HAR assimétrica do $\log(VR)$ passado². Este sistema bivariado é resumido da seguinte forma:

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1) \quad (2.9)$$

$$\log(VR_t) = \omega + \phi_1 \log(VR_{t-1}) + \phi_2 \log(VR_{t-5}) + \phi_3 \log(VR_{t-22}) + \eta_{t-1} + \eta v_t, \quad v_t \sim NID(0,1) \quad (2.10)$$

Essa especificação bivariada dos retornos diários e da VR impõe a equação de restrição que relaciona a variância condicional dos retornos diários com a expectativa condicional da VR diária, conforme mostrado na equação (2.7).

Como a base de dados utilizada neste artigo se refere aos retornos de ações, é importante permitir efeitos assimétricos na volatilidade. Para facilitar as comparações com o modelo de referência EGARCH, a parametrização na equação (2.10) inclui o termo assimétrico η_{t-1} , associado com as inovações dos retornos e_{t-1} . O coeficiente de impacto para as inovações negativas dos retornos será γ . Tipicamente, $\tilde{\gamma} < 0$, o que significa que as inovações negativas dos retornos implicam em uma maior variância condicional para o período seguinte.

2.4.3 Especificação Component-Log(RV): Modelo 2-Comp

Essa especificação bivariada dos retornos diários e VR possui retornos condicionais guiados por inovações normais, mas a dinâmica do $\log(VR)$ é capturada por dois componentes (2-Comp) com taxas de decaimento diferentes, conforme demonstrada em Maheu & McCurdy (2007). Particularmente, esse sistema bivariado pode ser representado pelas seguintes equações:

² A série temporal RV para os ativos usados aqui é estacionária de acordo com o teste de raízes unitárias, que rejeita a hipótese nula de não estacionariedade.

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1) \quad (2.11)$$

$$\log(VR_t) = \omega + \sum_{i=1}^2 \phi_i s_{i,t} + \eta u_{t-1} + \eta v_t, \quad v_t \sim NID(0,1) \quad (2.12)$$

$$s_{i,t} = (1 - \alpha_i) \log(VR_{t-1}) + \alpha_i s_{i,t-1}, \quad 0 < \alpha_{i,t} < 1, \quad i = 1, 2 \quad (2.13)$$

Novamente uma restrição foi imposta pela equação (2.7), que relaciona a variância condicional dos retornos diários com a expectativa condicional da VR diária. Para essa especificação, a dinâmica do $\log(VR)$ diário foi parametrizada pelas equações (2.12) e (2.13), substituindo a função HAR na equação (2.10).

A média da série temporal de retornos foi estimada por modelos ARMA (p, q), utilizando a função do software `r` `auto.arima`. Para todas as outras estimativas foi utilizado o software Eviews 7.1. No intuito de combinar a parcimônia e solidez dessas estimativas, estabeleceu-se a defasagem máxima (p+q) de quatro períodos e seleção automática da defasagem com o Critério de Informação de Schwarz (BIC). Assim, para a média das séries tem-se um AR(1) modelando as séries diárias e semanais das ações VALE5 e PETR4 e um ARMA (2,2) para as séries semanais e mensais de ambos os ativos.

Os sistemas bivariados foram estimados em dois passos. Inicialmente, as equações das médias foram estimadas e, depois, as inovações nos retornos foram modeladas com o uso de diferentes modelos de volatilidade. As previsões da volatilidade foram feitas com uma sequência de previsões um passo à frente, utilizando os valores atuais para a variável dependente defasada e as previsões de retorno, considerando $r_{i,t} = f_{i,t} + e_{i,t}$, $e_{i,t} = \sigma_{i,t} u_{i,t}$, $u_t \sim NID(0,1)$ em que $f_{i,t}$ é a equação estimada para o processo médio do ativo i no tempo t , $e_{i,t}$ é a inovação do retorno para o ativo i no tempo t e $\sigma_{i,t}$ é o desvio padrão condicional estimado para o ativo i no tempo t .

Para fins de um exercício prático da aplicabilidade dos modelos apresentados aqui, utilizou-se a variância condicional estimada pelo modelo mensal 2-Comp, que retornou as previsões de erro mais baixas entre os modelos analisados, nas estimativas do modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). O CAPM, desenvolvido por Sharpe (1964), Treynor (1961), Lintner (1965) e Black et al. (1972), se tornou nas últimas décadas o modelo mais amplamente divulgado para a determinação dos preços de ativos (Da Silveira et al., 2002). Esse modelo

determina que os ativos sejam precificados de forma compatível com um *trade-off* entre o risco não-diversificável e as expectativas de retorno.

O CAPM pode ser apresentado formalmente como $E(r_i) = r_f + \beta_i((E(r_m) - r_f))$, em que $E(r_i)$ é o retorno esperado do ativo i ao longo de um único período, r_f é o risco da taxa de juros livre de risco ao longo do período, $E(r_m)$ o retorno esperado no mercado ao longo do período, e $\beta = \frac{Cov(r_m, r_i)}{\sigma^2(r_m)}$ identifica a exposição do ativo i ao mercado.

Para estimar β , utilizou-se: (i) a covariância estatística $Cov(r_m, r_i)$ de PETR4 e VALE5 em relação à BOVA11 em uma janela móvel de 22 dias e (ii) a variância condicional $\sigma^2(r_m)$ estimada pelo modelo 2-Comp na mesma janela temporal. O Certificado Interbancário de Depósitos (CDI) foi selecionado para representar o risco da taxa de juros livre de risco, seguindo Da Silveira et al. (2002).

Para representar o portfólio do mercado, escolhemos o fundo de índice BOVA11. As qualidades do BOVA11 incluem: (i) é negociado efetivamente em um mercado ativo, permitindo a extração da volatilidade realizada e seu uso nos modelos de volatilidade *intraday*, (ii) possui uma correlação média de mais de 99% com o Ibovespa³ no período analisado, (iii) é um ativo com liquidez crescente, com giro diário médio de R\$44,1 milhões em 2011, e de longe o fundo de índice mais negociado no mercado brasileiro.

2.5 Resultados Empíricos

Nesta seção, serão apresentados os resultados estimados dos modelos para as janelas de 1, 5 e 22 dias.

A Tabela 2.2 apresenta as estimativas dos modelos da família GARCH. O Critério de Informação de Schwarz (BIC) indica que modelos assimétricos são tão bem ajustados aos dados quanto o modelo GARCH estimado, confirmado em quase todas as previsões dentro da amostra desses modelos. Com base nos modelos EGARCH e TGARCH ajustados, exceto a estimativa mensal da PETR4,

³ O Índice Bovespa (Ibovespa) é o indicador mais importante dos preços médios das ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo e inclui as ações com os maiores volumes de negócios nos meses recentes.

todos os coeficientes do efeito de alavancagem são significativos no nível de 10%, confirmando o impacto assimétrico entre os retornos positivos e negativos dos ativos.

Tabela 2.2 - Estimativas com os Modelos GARCH, EGARCH e TGARCH

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha e_{t-1}^2$$

Horizonte	Ação/Coef.	ρ_1	ρ_2	θ_1	θ_2	Adj.R ²	ω	β	α	γ	BIC
1 dia	PETR4						0.159***	0.883*	0.07**		3.774
							0.090	0.060	0.030		
	VALE5	0.104**				0.011	0.165**	0.835*	0.096*		3.668
		0.042					0.072	0.057	0.034		
5 dias	PETR4	0.815*				0.661	0.243	0.849*	0.099**		4.325
		0.025					0.153	0.068	0.046		
	VALE5	1.299*	-0.664*	-0.664*	0.779*	0.707	0.211***	0.856*	0.092**		4.222
		0.042	0.040	0.034	0.029		0.118	0.057	0.039		
22 dias	PETR4		0.908*	0.978*	-0.041	0.889	0.285	0.892*	0.053**		4.483
			0.017	0.043	0.044		0.215	0.062	0.029		
	VALE5	0.228**	0.638*	0.907*	0.276*	0.905	0.019	0.948*	0.047*		4.325
		0.119	0.114	0.118	0.043		0.032	0.021	0.018		

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right|$$

Horizonte	Ação/Coef.	ρ_1	ρ_2	θ_1	θ_2	Adj.R ²	ω	β	α	γ	BIC
1 dia	PETR4						-0.051	0.9405*	0.115**	-0.138*	3.778
							0.044	0.033	58.000	0.041	
	VALE5	0.104**				0.011	-0.005	0.904*	0.101**	-0.183*	3.637
		0.042					0.032	0.022	0.044	0.037	
5 dias	PETR4	0.815*				0.661	-0.070	0.971*	0.1314**	-0.118*	4.325
		0.025					0.044	0.022	0.059	0.034	
	VALE5	1.299*	-0.664*	-0.664*	0.779*	0.707	-0.032	0.937*	0.145**	-0.091*	4.221
		0.042	0.040	0.034	0.029		0.039	0.026	0.059	0.036	
22 dias	PETR4		0.908*	0.978*	-0.041	0.889	0.613	0.496***	0.245**	-0.078	4.499
			0.017	0.043	0.044		0.429	0.287	0.111	0.073	
	VALE5	0.228**	0.638*	0.907*	0.276*	0.905	-0.069*	1.003*	0.078*	-0.045**	4.329
		0.119	0.114	0.118	0.043		0.021	0.005	0.028	0.020	

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 I_{t-1}$$

Horizonte	Ação/Coef.	ρ_1	ρ_2	θ_1	θ_2	Adj.R ²	ω	β	α	γ	BIC
1 dia	PETR4						0.155**	0.858*	-0.003	0.152**	3.769
							0.081	0.051	0.027	0.060	
	VALE5	0.104**				0.011	0.142*	0.879*	-0.041**	0.216*	3.629
		0.042					0.036	0.030	0.017	0.046	
5 dias	PETR4	0.815*				0.661	0.125	0.902*	-0.015	0.164**	4.316
		0.025					-0.015	0.048	0.032	0.054	
	VALE5	1.299*	-0.664*	-0.664*	0.779*	0.707	0.196**	0.888*	0.002	0.123**	4.213
		0.042	0.040	0.034	0.029		0.079	0.041	0.031	0.051	
22 dias	PETR4		0.908*	0.978*	-0.041	0.889	0.215	0.913*	0.031	0.026	4.497
			0.017	0.043	0.044		0.157	0.048	0.031	0.039	
	VALE5	0.228**	0.638*	0.907*	0.276*	0.905	-0.027***	0.979*	-0.013	0.073*	4.328
		0.119	0.114	0.118	0.043		0.016	0.012	0.016	0.022	

*, ** e *** indicam rejeição da hipótese nula, respectivamente, aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Ambos os modelos assimétricos oferecem efeitos de alavancagem semelhantes para os horizontes temporais estimados. Considerando um choque padronizado de dois desvios padrão, o efeito de alavancagem para EGARCH(1,1,1) pode ser estimado (Tsay, 2010) como

$$\frac{\sigma_t^2(u_{t-1} = -2)}{\sigma_t^2(u_{t-1} = +2)} = \frac{\exp[-(\alpha - \gamma)(u_{t-1})]}{\exp[(\alpha + \gamma)(u_{t-1})]} \quad \text{e para TGARCH(1,1,1) como}$$

$$\frac{\sigma_t^2(u_{t-1} = -2)}{\sigma_t^2(u_{t-1} = +2)} = \frac{[(\alpha + \gamma)(u_{t-1})^2 + \beta]}{[\alpha(u_{t-1})^2 + \beta]}.$$

A tabela 2.3, a seguir, compara esses modelos assimétricos assumindo que $e_{t-1} = \pm 2\sigma_{t-1}$ de tal forma que $u_{t-1} = \pm 2$. O impacto de um choque negativo de dois desvios padrão é mais potente para os retornos diários. Assim, o efeito de alavancagem se reduz com o aumento dos horizontes temporais.

Por exemplo, para a VALE5 com horizonte de um dia, o impacto de um choque negativo de dois desvios padrão é aproximadamente 121% e 108% superior, respectivamente, para os modelos EGARCH e TGARCH, quando comparado ao impacto de um choque positivo da mesma magnitude. Para um horizonte de 22 dias, esses impactos são reduzidos para 31% e 20%.

Tabela 2.3 - Efeito de Alavancagem (considerando 2 desvios padrão)

Modelo	Ação	1 dia	5 dias	22 dias
EGARCH	PETR4	1,74	1,60	1,37
	VALE5	2,21	1,51	1,31
TGARCH	PETR4	1,72	1,78	1,10
	VALE5	2,08	1,44	1,20

As Tabelas 2.4 e 2.5, a seguir, mostram as estimativas dos modelos HAR-Log(RV) e 2-Comp, respectivamente, para os horizontes temporais de 1, 5 e 22 dias.

Os resultados mostrados na Tabela 2.4 estão de acordo com Andersen et al. (2007) e Valls Pereira (2012). As estimativas estatisticamente significativas dos coeficientes dos componentes de volatilidade diária (ϕ_1), semanal (ϕ_2) e mensal (ϕ_3) confirmam a presença de alta persistência na volatilidade⁴. O peso relativo do

⁴ Somente três dos 18 coeficientes de volatilidade não são significantes ao nível de 10%. Essas exceções se referem aos componentes de volatilidade estimados em equações com horizontes de um e cinco dias.

componente de volatilidade diária diminui das regressões diárias para o componente semanal e mensal, enquanto o componente mensal tende a ter relativamente maior importância nas regressões ao longo de períodos maiores⁵.

Além disso, quando se compara o R^2 ajustado do HAR, que inclui o componente γ assimétrico com a mesma estatística HAR padrão (última coluna da Tabela 2.4), observa-se pouca melhoria na estimativa dos modelos, indicando que os coeficientes do HAR já estavam capturando alguma dinâmica assimétrica dos retornos sobre os ativos.

Tabela 2.4 - Estimativas com o Modelo HAR-log(RV)

$$r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1)$$

$$\log(VR_t) = \omega + \phi_1 \log(VR_{t-1}) + \phi_2 \log(VR_{t-5}) + \phi_3 \log(VR_{t-22}) + \gamma u_{t-1} + \eta v_t, \quad v_t \sim NID(0,1)$$

Horizonte	Ação / Parâmetros	ρ_1	ρ_2	θ_1	θ_2	Adj. R^2	ω	Φ_1	Φ_2	Φ_3	γ	η	Adj. R^2_j	Adj. R^2
1 dia	PETR4	-	-	-	-	-	0,156**	0,290*	0,345*	0,093	-0,038**	- 0,021	0,3354	0,3310
		-	-	-	-	-	0,064	0,060	0,091	0,090	0,017	0,026		
	VALE5	0,104**	-	-	-	0,011	0,057	0,312*	0,220**	0,267*	-0,058*	- 0,018	0,3891	0,3753
		0,042	-	-	-		0,055	0,060	0,089	0,088	0,019	0,027		
5 dias	PETR4	0,815*				0,661	0,053*	0,113*	0,855*	-0,016	-0,011*	- 0,001	0,9049	0,9040
		0,025					0,019	0,018	0,028	0,028	0,004	0,008		
	VALE5	1,299*	-0,664*	-0,664*	0,779*	0,707	0,037**	0,138*	0,807*	0,022	-0,002	- 0,007	0,8991	0,8990
		0,042	0,040	0,034	0,029		0,019	0,020	0,030	0,030	0,005	0,009		
22 dias	PETR4		0,908*	0,978*	-0,041	0,889	0,004	0,018*	0,039*	0,944*	-0,001	0,001	0,9859	0,9859
			0,017	0,043	0,044		0,006	0,006	0,009	0,008	0,001	0,002		
	VALE5	0,228**	0,638*	0,907*	0,276*	0,905	0,005	0,014*	0,036*	0,949*	-0,004*	- 0,002	0,9891	0,9888
		0,119	0,114	0,118	0,043		0,005	0,005	0,008	0,008	0,001	0,002		

*, ** e *** indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 1, 5 e 10%.

Porém, os resultados apresentados na Tabela 2.5 mostram que o modelo 2-Comp estimado conseguiu capturar de forma eficaz as diferentes dinâmicas da volatilidade, distinguindo claramente entre os coeficientes persistentes α_1 e α_2 de acordo com cada horizonte temporal (ver também a figura 2.2). Além disso, o menor coeficiente α em cada equação mostra um efeito menos persistente, sendo mais influenciado pelas observações mais recentes da VR.

⁵ Conforme observado por Andersen et al. (2007), apesar de a estrutura do modelo HAR não conter formalmente uma memória, a combinação entre poucos componentes de volatilidade consegue reproduzir uma queda suave notável na autocorrelação dessa volatilidade, sendo quase indistinguível do decaimento hiperbólico (memória longa).

Assim como no modelo HAR implantado, os componentes assimétricos γ do modelo 2-Comp são negativos e significativos, indicando que este modelo também conseguiu capturar de forma eficaz a dinâmica assimétrica dos retornos.

Tabela 2.5 - Estimativas com o Modelo 2-Comp

$$r_t = \mu + e_t, \quad e_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim NID(0,1)$$

$$\log(VR_t) = \omega + \sum_{i=1}^2 \phi_i s_{i,t} + \eta u_{t-1} + \eta v_t, \quad v_t \sim NID(0,1)$$

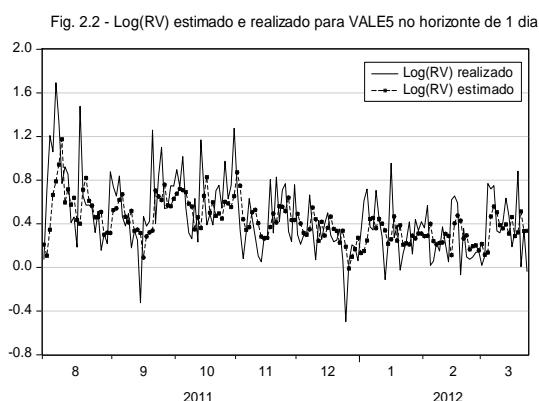
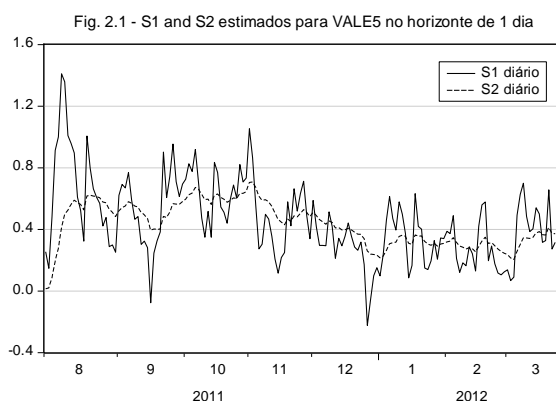
$$s_{i,t} = (1 - \alpha_i) \log(VR_{t-1}) + \alpha_i s_{i,t-1}, \quad 0 < \alpha_{i,t} < 1, \quad i = 1, 2$$

Horizonte	Ação / Parâmetros	ρ_1	ρ_2	θ_1	θ_2	Adj.R ²	ω	Φ_1	Φ_2	α_1	α_2	γ	η
1 dia	PETR4						0,071*	0,544*	0,242*	0,784	0,001	-0,017**	-0,007
							0,023	0,093	0,064			0,007	0,011
	VALE5	0,104**				0,011	0,034	0,516*	0,345*	0,408	0,904	-0,027*	-0,006
		0,042					0,022	0,076	0,107			0,008	0,011
5 dias	PETR4	0,815*				0,661	0,027*	1,505*	-0,579*	0,003	0,354	-0,005*	-0,002
		0,025					0,007	0,122	0,125			0,002	0,003
	VALE5	1,299*	-0,664*	-0,664*	0,779*	0,707	0,024*	-0,507*	1,432*	0,349	0,018	-0,003	-0,004
		0,042	0,040	0,034	0,029		0,007	0,138	0,135			0,002	0,004
22 dias	PETR4		0,908*	0,978*	-0,041	0,889	0,009*	-0,222*	1,199*	0,770	0,001	-0,001	-0,001
			0,017	0,043	0,044		0,002	0,026	0,025			0,001	0,001
	VALE5	0,228**	0,638*	0,907*	0,276*	0,905	0,006*	-0,307*	1,291*	0,628	0,001	-0,002*	-0,001
		0,119	0,114	0,118	0,043		0,002	0,034	0,033			0,000	0,001

*, ** e *** indicam, respectivamente, a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 1, 5 e 10%.

A figura 2.2 apresenta os gráficos das séries históricas S1 e S2, geradas respectivamente pelos fatores de decaimento α_1 e α_2 (gráfico da esquerda) e o Log(RV) estimado e realizado (gráfico da direita) para o horizonte de um dia da ação VALE5.

Figura 2.2 - Fatores de Decaimento e log(RV) Realizado e Estimado para VALE5



Visando avaliar a acurácia dos modelos implantados, os mesmos foram avaliados para a previsão nos horizontes de tempo de 1, 5 e 22 dias à frente, dentro e fora da amostra, utilizando a medida da raiz do erro quadrático médio (REQM). Utilizou-se o teste de Diebold Mariano⁶ para se estimar as diferenças estatísticas entre dois modelos.

Para o período dentro da amostra, foram considerados os dados compreendidos entre 07/01/2010 e 29/7/2011 (388 observações) e para fora da amostra os dados entre 01/08/2011 e 21/03/2012 (160 observações).

A Tabela 2.6 apresenta a REQM das previsões nos três horizontes temporais definidos. O modelo 2-Comp retornou as melhores previsões para todos os horizontes temporais, e o modelo HAR a segunda melhor previsão para os horizontes de 5 e 22 dias. Mas a qualidade estatística desses resultados é melhor que os gerados pelos modelos da família GARCH? Na Tabela 2.7, tentou-se responder a esta e outras perguntas.

Tabela 2.6 - Raiz quadrada do Erro Quadrático Médio

Dentro da Amostra					
Horizontes/Modelos	GARCH	EGARCH	TGARCH	HAR	2-Comp
PETR4					
1 dia	2,15	2,16	2,16	2,19	1,91
5 dias	2,88	2,89	2,87	2,56	2,34
22 dias	3,13	3,13	3,13	2,72	2,49
VALE5					
1 dia	2,14	2,12	2,14	2,17	1,89
5 dias	2,76	2,74	2,76	2,49	2,26
22 dias	3,04	3,04	3,03	2,69	2,44
Fora da Amostra					
Horizontes/Modelos	GARCH	EGARCH	TGARCH	HAR	2-Comp
PETR4					
1 dia	3,07	2,97	3,15	3,02	2,59
5 dias	4,55	4,31	4,55	3,85	3,44
22 dias	4,19	4,00	4,20	3,80	3,42
VALE5					
1 dia	3,14	3,06	3,37	3,19	2,63
5 dias	3,85	3,80	3,98	3,58	3,09
22 dias	4,40	4,32	4,47	3,91	3,49

⁶ Este teste estatístico consiste em testar a hipótese nula de igualdade entre os erros quadráticos médios de duas previsões contra a hipótese alternativa de que a diferença entre os erros das previsões é diferente de zero. No caso, foi implementado o teste bicaudal e como usual, considerou-se os valores críticos de uma distribuição normal.

A Tabela 2.7 mostra os valores de p do teste estatístico de Diebold Mariano.

A seguir, analisou-se os resultados considerando conjuntamente os erros de estimação (tabela 2.6) e as significâncias estatísticas destes erros (tabela 2.7), e aplicando um nível de significância bicaudal de 10%.

Com relação às previsões de retorno tanto nos períodos dentro como fora da amostra, tem-se que: (i) o modelo 2-Comp proporciona as melhores previsões nos três horizontes temporais; (ii) o modelo HAR tem a segunda melhor previsão para os horizontes de 5 e 22 dias; (iii) já para o horizonte de 1 dia, o modelo HAR retorna previsões sem diferenças estatisticamente significativas das estimadas pelos modelos GARCH e EGARCH e TGARCH⁷.

Considerando as previsões de retorno no período dentro da amostra: (i) não há diferença significativa entre os modelos GARCH, EGARCH e HAR no horizonte de um dia; (ii) não há diferença significativa entre os modelos da família GARCH nos horizontes de 1, 5 e 22 dias, com exceção das previsões dos modelos EGARCH e TGARCH no horizonte de 1 dia para VALE5.

Além disso, as previsões de retorno somente no período fora da amostra mostram que o modelo EGARCH obteve previsões significativamente melhores que os modelos GARCH e TGARCH nos três horizontes. Além disto: (i) no horizonte de um dia, não há diferenças significativas de previsão dos modelos HAR e dos modelos da família GARCH; (ii) o modelo GARCH gera melhores previsões que o TGARCH nos três horizontes de estimação para a ação VALE5.

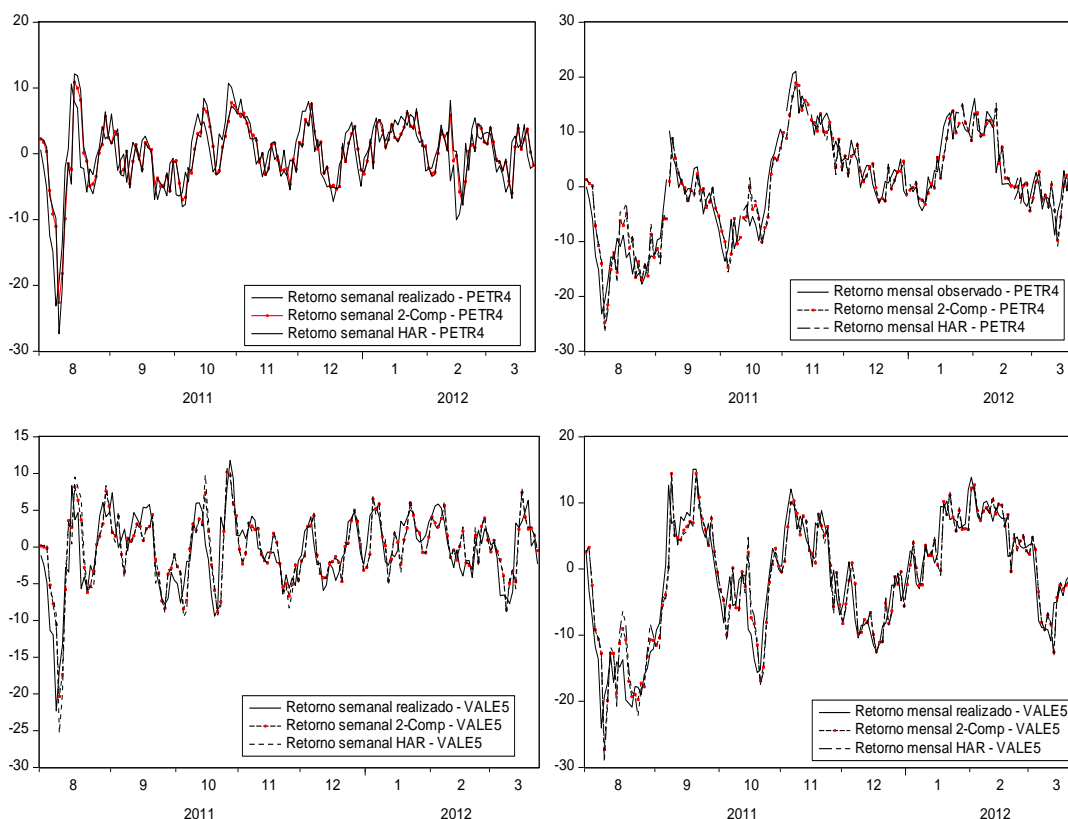
⁷ Com exceção da previsão fora da amostra no horizonte de 1 dia para Vale5, onde o modelo HAR retorna melhores previsões que o modelo TGARCH.

Tabela 2.7 - Teste de Diebold Mariano (valor de P)

2.7.1 – Dentro da amostra						2.7.2 – Fora da amostra					
Horizonte de 1 dia						Horizonte de 1 dia					
PETR4						PETR4					
GARCH	-	30.4%	29.4%	11.0%	2-Comp	GARCH	-	99.4%	5.9%	76.2%	2-Comp
EGARCH	-	-	60.4%	12.1%	100.0%	EGARCH	-	-	0.0%	26.8%	100.0%
TGARCH	-	-	-	13.0%	100.0%	TGARCH	-	-	-	91.7%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%
2-Comp	-	-	-	-	-	2-Comp	-	-	-	-	-
VALE5						VALE5					
GARCH	-	75.4%	44.5%	12.3%	2-Comp	GARCH	-	92.0%	0.1%	25.2%	2-Comp
EGARCH	-	-	1.7%	5.4%	100.0%	EGARCH	-	-	0.0%	5.8%	100.0%
TGARCH	-	-	-	19.6%	100.0%	TGARCH	-	-	-	96.3%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%
2-Comp	-	-	-	-	-	2-Comp	-	-	-	-	-
Horizonte de 5 dias						Horizonte de 5 dias					
PETR4						PETR4					
GARCH	-	34.3%	56.0%	100.0%	2-Comp	GARCH	-	99.5%	55.2%	100.0%	2-Comp
EGARCH	-	-	94.5%	100.0%	100.0%	EGARCH	-	-	0.0%	100.0%	100.0%
TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%	TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%
2-Comp	-	-	-	-	-	2-Comp	-	-	-	-	-
VALE5						VALE5					
GARCH	-	83.2%	63.2%	100.0%	2-Comp	GARCH	-	98.1%	0.3%	100.0%	2-Comp
EGARCH	-	-	11.4%	100.0%	100.0%	EGARCH	-	-	0.1%	100.0%	100.0%
TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%	TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%
2-Comp	-	-	-	-	-	2-Comp	-	-	-	-	-
Horizonte de 22 dias						Horizonte de 22 dias					
PETR4						PETR4					
GARCH	-	58.5%	64.6%	100.0%	2-Comp	GARCH	-	100.0%	10.2%	100.0%	2-Comp
EGARCH	-	-	45.5%	100.0%	100.0%	EGARCH	-	-	0.0%	100.0%	100.0%
TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%	TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%
2-Comp	-	-	-	-	-	2-Comp	-	-	-	-	-
VALE5						VALE5					
GARCH	-	72.0%	77.5%	100.0%	2-Comp	GARCH	-	98.1%	1.3%	100.0%	2-Comp
EGARCH	-	-	60.1%	100.0%	100.0%	EGARCH	-	-	0.0%	100.0%	100.0%
TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%	TGARCH	-	-	-	100.0%	100.0%
HAR	-	-	-	-	100.0%	HAR	-	-	-	-	100.0%

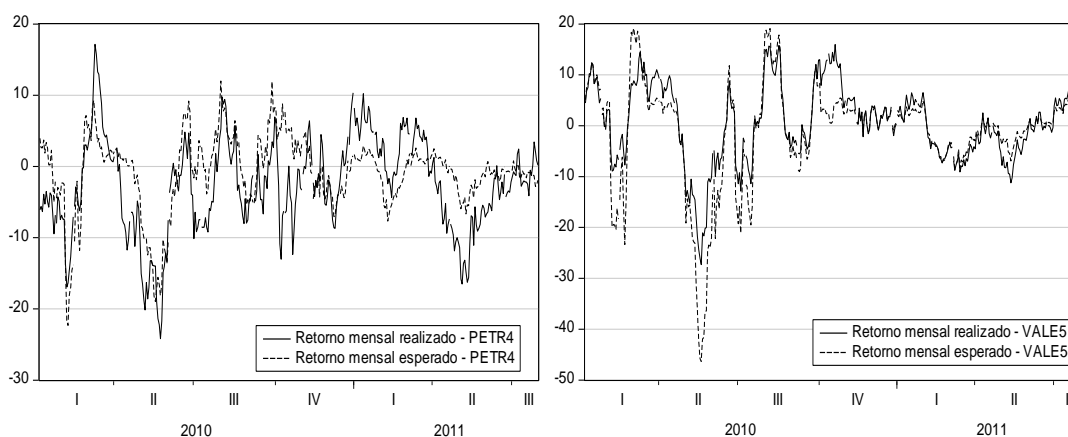
A Figura 2.3 apresenta os gráficos das duas melhores previsões fora da amostra para as ações PETR4 e VALE5 nos três horizontes de tempo. Pode-se observar que os modelos de alta frequência implementados apresentam previsões bastante semelhantes entre si e em relação aos retornos realizados de um dia. Além disso, essas previsões parecem aderir fortemente aos retornos realizados em todos os horizontes temporais analisados.

Figura 2.3 - Retornos Realizados e Previsão Fora da Amostra pelos Modelos HAR e 2-Comp



Considerando os resultados gerados pelas estimativas do modelo CAPM, a figura 2.4 mostra o comportamento da série de retornos esperados e as séries de retornos realizados de PETR4 e VALE5 para o horizonte de 22 dias. Há um bom nível de aderência entre os retornos estimados e os realizados, com correlação de 65% e 90%, respectivamente, para PETR4 e VALE5.

Figura 2.4 - Retornos Mensais Esperados e Observados para PETR4 e VALE5



A tabela seguinte resume as estatísticas descritivas para os retornos mensais esperados e observados da PETR4 e VALE5. Entre os resultados, podemos mencionar que: (i) a distribuição dos retornos esperados de ambas as ações é assimétrica para a esquerda e mostra mais caudas gordas (mais leptocúrticas) que os retornos realizados e (iii) as distribuições dos retornos realizados e estimados não são normais no nível de significância de 5%.

Tabela 2.8 - Estatística Descritiva para Retornos Mensais Esperados e Observados

Ação	Retorno	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera
PETR4	Observado	-2,70	-2,48	17,15	-24,16	6,70	-0,26	3,29	5,93
	Esperado	-0,85	-0,27	11,99	-22,31	5,32	-1,11	5,38	170,93
VALE5	Observado	0,50	0,42	15,95	-27,30	7,60	-0,46	3,59	19,42
	Esperado	-1,19	0,64	19,20	-46,36	10,12	-1,48	7,05	407,92

2.6 Conclusão

Neste artigo foram propostos modelos alternativos que utilizaram os retornos diários e a volatilidade realizada - VR, relacionando esta última com a variância dos retornos. Além disso, buscou explorar os possíveis benefícios de se usar dados intradiários para alcançar melhores estimativas de volatilidade e previsões de retornos.

As aplicações empíricas implementadas nos retornos da PETR4 e VALE5 revelam a importância das informações nos retornos intradiários e o uso do $\log(VR)$. Os resultados encontrados confirmam que: (i) modelos bivariados que utilizam dados de alta frequência proporcionam melhorias significativas nas previsões em comparação com os modelos padrão, baseados em dados diários, confirmando os resultados encontrados por Maheu & McCurdy (2011) para a bolsa norte-americana; (ii) os dois modelos bivariados de alta frequência, de forma parcimoniosa e singular, tiveram êxito na modelagem da volatilidade, conforme apresentado por Valls Pereira (2012), demonstrando um desempenho satisfatório na previsão dos retornos e confirmando os resultados em Corsi (2009).

Esses resultados podem ser úteis em estratégias de investimentos intradiários, em estratégias com posições longas-curtas e na gestão de riscos. As volatilidades condicionais HAR e 2-Comp podem ser usadas, por exemplo, para comparar e refinar o desempenho de diferentes metodologias do Valor em Risco (VaR) de uma carteira de ações.

Ao final deste trabalho, também se buscou responder a pergunta: os modelos de preço de alta frequência oferecem melhores previsões de retorno que os modelos que fazem uso dos preços de fechamento?

Pode-se afirmar que sim. Os modelos com o uso de dados de alta frequência implementados na presente pesquisa parecem contribuir para melhores previsões de volatilidade e retorno. Esses resultados foram alcançados nos períodos dentro e fora da amostra, mediante o uso da raiz quadrada do erro quadrático médio e o teste de Diebold Mariano das previsões nos horizontes de 1, 5 e 22 dias. Apesar disso, a estimativa desses modelos para outros ativos financeiros e maiores séries históricas poderia confirmar e validar os resultados alcançados no presente estudo.

3.1 Introdução

Nas últimas duas décadas diversos países adotaram o sistema de metas de inflação para implementar suas políticas monetárias. Atualmente, vinte e oito países utilizam este sistema, sendo cerca de metade países emergentes ou de baixa renda⁸. O Brasil adotou este sistema em 1999 e entre os países pioneiros, pode-se citar a Nova Zelândia (1990), Canadá (1991), Reino Unido (1992) e Suécia (1993). Em geral, os resultados atingidos por estes países foram bastante positivos.

O sistema de metas de inflação é uma estratégia de política monetária que engloba cinco elementos: (i) o anúncio público de metas numéricas de médio prazo para inflação; (ii) o comprometimento institucional com a estabilidade de preços como primeiro objetivo da política monetária; (iii) a estratégia de informação, onde diversas variáveis, e não somente monetárias, são utilizadas nas tomadas de decisões; (iv) o aumento da transparência, através da comunicação com o público e mercado acerca dos planos, objetivos e decisões da autoridade monetária e (v) aumento da responsabilidade do banco central em alcançar seus objetivos inflacionários. (Mishkin, 2000)

Assim, neste sistema, a transparência das ações da autoridade monetária, a comunicação com o mercado e a ancoragem das expectativas inflacionárias são extremamente importantes para que o banco central possa utilizar seus instrumentos com o menor custo possível para a sociedade e para que os canais de transmissão da política monetária funcionem de forma eficiente.

A ancoragem das expectativas inflacionárias está direta e intrinsecamente ligada à credibilidade da política monetária em um sistema de metas de inflação. A afirmação de Bernanke (2010) sintetiza a importância desta credibilidade: *When*

⁸ Jahan (2012).

the central bank is not credible, the public will expect high inflation and, accordingly, demand more-rapid increases in nominal wages and in prices.

Neste arcabouço no qual os bancos centrais utilizam o sistema de metas de inflação para implementar suas políticas monetárias, a credibilidade pode ser definida como sendo as expectativas inflacionárias do setor privado que coincidem com a meta de inflação, e os desvios destas expectativas em relação à meta indicam a falta de credibilidade. Como as expectativas inflacionárias podem ser estimadas, por exemplo, por meio de pesquisas de mercado ou por curvas de juros nominais e reais, isto permite se medir explicitamente o seu grau de credibilidade.

Dessa forma, um dos muitos benefícios associados ao anúncio de metas de inflação é a fácil mensuração de seu grau de credibilidade. Outro benefício é que a credibilidade introduz considerável reversão à média da inflação para sua meta, havendo uma menor necessidade da política monetária afetar a atividade real (nível de produção e de emprego) para manter a inflação próxima de sua meta⁹. Como salienta Svensson (2000): *Credibility improves the tradeoff between inflation variability, output-gap variability and instrument variability and makes it easier for the central bank to meet its inflation target.*

Este trabalho tem como objetivo estimar a credibilidade da política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil - BCB nos últimos dez anos. Ele contribui para a literatura existente ao implementar o teste de credibilidade de Svensson (1993) e o estender dentro de um arcabouço econométrico de espaço de estado, permitindo a estimação probabilística do grau de credibilidade da política monetária implementada pelo BCB no período analisado. Dessa forma, utilizando a abordagem de filtro de Kalman, estimou-se o grau subjetivo de confiança dos agentes de mercado nas metas de inflação anunciadas pelo BCB entre 2006 e 2015.

Os resultados fornecem evidências da existência de três movimentos da credibilidade inflacionária estimada pela medida implícita e pela Focus no período analisado: (i) cedeu fortemente em meados de 2008, durante o momento mais crítico da Crise *Subprime*; (ii) relativa estabilidade entre o início de 2009 e meados de 2010 (meados de 2013, pela medida Focus); (iii) uma tendência de

⁹ Para maiores detalhes, consultar Svensson (2000).

queda a partir de então, quando houve uma taxa real de juros abaixo da mínima compatível com a meta de inflação. Já a credibilidade inflacionária estimada a partir de pesquisa ao consumidor apresentou um comportamento mais errático que as demais, apresentando uma tendência de queda mais intensa a partir do início de 2013 e permanecendo em patamares próximos a zero desde então.

Ao relacionar as medidas de credibilidade estimadas com variáveis macroeconômicas e financeiras, observou-se que: (i) as três medidas de credibilidade estimadas apresentaram movimento de queda nos períodos de recessão e são afetadas positivamente pela taxa de desemprego (ii) o hiato do produto afeta negativamente as credibilidades Focus e implícita; (iii) variações na taxa de câmbio USD/R\$ e a inflação ocorrida afetam somente a credibilidade Focus enquanto o EMBI-BRL afeta somente a credibilidade do consumidor.

Além disto, identificou-se que a medida de credibilidade implícita é importante para a previsão do índice de risco soberano. Ao mesmo tempo, os resultados indicam que alterações da inflação são importantes para a previsão da credibilidade estimada a partir de pesquisa ao consumidor, validando sua característica *backward looking* e de ser formada a partir de expectativa adaptativa dos consumidores. Com relação à dinâmica intertemporal das três séries de credibilidade estimadas, os resultados apontam uma relação de causalidade das credibilidades implícita e Focus em relação à credibilidade dos consumidores.

O restante do artigo está organizado a seguir. A próxima seção apresenta um resumo da literatura relevante. A seção 3.3 descreve a metodologia utilizada para se estimar a credibilidade da política monetária promovida pelo BCB. A seção 3.4 descreve e analisa a base de dados utilizada. A seção 3.5 apresenta os resultados empíricos e, por fim, a seção 3.6 destaca as conclusões deste estudo.

3.2 Revisão Bibliográfica

Desde o artigo seminal de Kydland e Prescott (1977), no qual os autores mostram que um banco central discricionário poderia gerar um viés inflacionário, a consistência intertemporal da política monetária tem sido alvo de investigações empíricas. Neste contexto, a análise da credibilidade desta política tem se tornado um interessante objeto de estudo para os mais diversos agentes de mercado.

Tronzano (2005) relaciona a literatura empírica que busca avaliar a credibilidade da política monetária em um arcabouço que utilize metas de

inflação. Enfatiza que a literatura acerca de avaliação da credibilidade dos sistemas de meta de inflação pode ser dividida em duas linhas de pesquisa.

A primeira linha de pesquisa explora a existência de efeitos macroeconômicos significativos induzidos por mudanças em novas regras de política monetária. Uma clara característica desta linha de pesquisa é a não avaliação direta da credibilidade, não havendo um arcabouço teórico para constituir uma base para a análise empírica. Entre os artigos desenvolvidos nesta linha, o autor destaca os trabalhos de Fischer & Orr (1994), Almeida & Goodhart (1998), Groeneveld et al. (1998), Minella et al. (2003) e Matousek & Taci (2003). Aplicado ao mercado brasileiro, destaque, também, para o artigo de Moreira (2015).

A segunda linha de pesquisa contribui para esta literatura focando mais na avaliação direta da credibilidade da meta de inflação. Diferentemente da primeira linha, esta geralmente conta com alguma relação teórica relevante, como a equação de Fischer, a estrutura a termo das taxas de juros ou o conceito de credibilidade marginal. Nesta linha, o autor destaca os trabalhos de Svensson (1993), Ruge-Murcia (2000) e Maliszewski (2002).

Este artigo busca avaliar de forma direta a credibilidade da política monetária do BCB de acordo com a segunda linha de pesquisa, em um período em que o sistema de metas de inflação já foi implementado. Desta forma, a seguir irá-se destacar alguns dos principais artigos desenvolvidos nesta área de pesquisa.

Svensson (1993) desenvolve o que denomina de “o mais simples teste de credibilidade da política monetária”, onde busca avaliar quando a meta de inflação é crível, no sentido dos agentes de mercado acreditarem que a inflação futura se manterá dentro do intervalo da meta. Distingue dois conceitos de credibilidade desta meta. O primeiro, um conceito forte de credibilidade, que denominou de credibilidade absoluta, ocorre quando os agentes acreditam que a inflação futura irá se manter no intervalo da meta com 100% de probabilidade. Define o segundo conceito como de credibilidade mais fraca, chamando-o de credibilidade em expectativa, que ocorre quando os agentes esperam que a inflação futura se mantenha no intervalo definido para a meta de inflação. Neste caso, os agentes acreditam que existe a possibilidade que a meta não seja alcançada.

Este teste de credibilidade consiste em estimar, para certo horizonte no tempo, a taxa de inflação mínima e máxima consistente com a meta, ou seja, a

inflação futura mínima e máxima que sejam consistentes com os intervalos da meta de inflação. Estas taxas mínimas e máximas de inflação consistentes com a meta são subtraídas das taxas de juros nominais dos títulos governamentais de maturidades semelhantes. Neste teste, se as taxas de juros reais, extraídas a partir dos preços negociados dos títulos públicos, estiverem fora do intervalo das taxas reais mínimas e máximas consistentes com a meta de inflação, a credibilidade absoluta e também a credibilidade em expectativa serão rejeitadas¹⁰.

Entre os resultados, o teste de credibilidade da meta de inflação é inconclusivo para o Canadá, tende a rejeitar a credibilidade nos primeiros anos de implantação da meta para a Nova Zelândia e Suécia. Os resultados indicam que talvez seja necessário algum tempo após o anúncio da meta de inflação para que se alcance a credibilidade desejada.

Ruge-Murcia (2000) propõe um modelo econométrico para se estimar a taxa de inflação do Canadá sobre um regime de meta de inflação, utilizando dados entre dezembro de 1992 e agosto de 1999. Utilizando a equação de Fischer e a uma estrutura a termo de taxas de juros estimada a partir dos títulos públicos canadenses, o autor implementa restrições econômicas no processo conjunto para as taxas de inflação e de juros de longo prazo, assumindo que o banco central implementa uma política explícita de meta de inflação. Duas versões alternativas do modelo são derivadas analiticamente e testadas empiricamente. A primeira versão considera que a meta anunciada é crível, de forma que todos os desvios fora do intervalo definido pela meta são transitórios, sendo gerados por choques aleatórios. Na segunda versão do modelo, considera que a política monetária é inconsistente com a meta de inflação anunciada, porém, compatível com uma banda implícita que pode ser diferente que a publicamente anunciada. O modelo desenvolvido é aplicado no mercado canadense e entre os resultados, tem-se que: a versão crível do modelo é rejeitada em favor da versão com banda implícita; o tamanho da banda implícita possui o mesmo tamanho da banda da meta de inflação oficial, porém, sendo assimetricamente distribuída em torno de seu valor médio. Os resultados encontrados refletem o persistente processo de *undershooting* da meta de inflação no período examinado, sendo a preferência

¹⁰ Este teste possui a premissa de que haja possibilidade de arbitragem nos mercados de títulos de renda fixa, assumindo como pressuposto que o prêmio de risco inflacionário seja relativamente pequeno.

inflacionária assimétrica da autoridade monetária uma possível explicação para esta persistência¹¹.

Enquanto Svensson (1993) e Ruge-Murcia (2000) utilizam o conceito de arbitragem pela equação de Fischer ou de relações entre variáveis macroeconômicas, respectivamente, para se estimar a credibilidade, Maliszewski (2002) utiliza o conceito de credibilidade marginal, definida por Cukierman & Meltzer (1986) como sendo a habilidade da autoridade monetária de influenciar as expectativas do mercado por meio dos anúncios da política monetária. A abordagem econométrica adotada pelo autor emprega três diferentes fontes de informação: a meta de inflação anunciada pelo banco central (*target model*), a inflação prevista estimada por vetor auto-regressivo - VAR Bayesiano e a inflação prevista em pesquisa de mercado. O pressuposto principal se baseia no fato da inflação prevista em pesquisa de mercado ser derivada de densidades preditivas agregadas do *target model* e do modelo VAR Bayesiano. Como a previsão de cada agente é assumida como sendo uma média ponderada das previsões dos dois modelos, o peso dado ao *target model* fornece uma estimativa da medida de credibilidade marginal. A investigação empírica da experiência Polonesa confirma fortes efeitos da credibilidade, com as densidades preditivas dos modelos alternativos mostrando, após a introdução da nova meta de inflação, que as distribuições das expectativas da pesquisa de mercado são relativamente mais concentradas em torno da meta anunciada. Estimativas empíricas dos pesos dados ao *target model* corroboram, também, este resultado (Tronzano et al., 2000). De forma geral, este indicador de credibilidade marginal parece se elevado no período analisado, principalmente após a introdução formal do sistema de meta de inflação, ocorrida em 1999, parecendo sua dinâmica depender, segundo o autor: de reformas institucionais, dos desvios passados da inflação em relação à meta estabelecida e da habilidade de previsão dos modelos baseados em séries temporais.

Demir & Yigit (2008) utilizam expectativas de inflação capturadas em pesquisas de mercado no Reino Unido e na Nova Zelândia. Através da estimação de modelo de espaço de estado, os autores buscam representar uma medida

¹¹ Ruge-Murcia (2003) mostra que pode ocorrer um sistemático *undershooting* em relação à meta de inflação em um arcabouço onde o banco central dá maior peso aos desvios positivos vis-à-vis os desvios negativos da inflação em relação a esta meta.

variável ao longo do tempo da credibilidade, mostrando que a acurácia e a frequência dos anúncios de mudanças das metas de inflação possuem efeito positivo na confiança dos agentes de mercado nos anúncios do banco central

Amisano & Tronzano (2010) estendem o teste de credibilidade proposto por Svensson (1993) inserindo-o em um arcabouço econométrico Bayesiano. O artigo contribui para a literatura ao desenvolver estimativas variáveis ao longo do tempo do grau da credibilidade inflacionária e deflacionária do *European Central Bank* - ECB e retornar avaliação quantitativa sobre a consistência da política monetária no longo prazo em um ambiente de meta de inflação. Os resultados encontrados apontam que o ECB obteve sucesso em seu objetivo de construir e manter um elevado grau de credibilidade nos primeiros anos do *Eurosystem*.

Motivada pela preocupação de que a Crise Financeira de 2008 possa ter minado a credibilidade do *Bank of England*, Mariscal et al. (2011) utilizam as técnicas de estimação por filtro de Kalman e Bayesiana em quatro diferentes medidas de expectativa inflacionária para estimar a credibilidade deste banco central nos últimos anos. Entre os resultados, destacam que a credibilidade construída, a partir da adoção da meta de inflação em 1992, se manteve até o início da referida crise em 2007 e se deteriorou desde então.

Entre os estudos aplicados ao mercado brasileiro, destaque para Guillén & Garcia (2014) que desenvolvem uma medida de credibilidade para o BCB construindo um índice, entre meados de 2002 e 2007, que utiliza Cadeias de Markov e se baseiam na hipótese de que a heterogeneidade das expectativas de longo prazo advenha de convicções distintas com relação à aversão do BCB à inflação.

3.3 Metodologia

3.3.1 Testes de Credibilidade Previamente Sugeridos

Com o objetivo de comparar os resultados encontrados utilizando-se a metodologia proposta pelo Teste de Svensson, implementou-se outras quatro metodologias largamente utilizadas para se estimar a credibilidade da política monetária, propostas por Cecchetti & Krause (2002), Sicsú (2002), Mendonça (2004) e Mendonça & Souza (2009).

Cecchetti & Krause (2002) propõem um índice normalizado de credibilidade, entre zero e um, que considera os desvios das expectativas de inflação ($E(\pi_t)$) em relação à meta de inflação definida (π_t).

$$IC_{Cecchetti\ e\ Krause} = \begin{cases} 1 & ; \quad se\ E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{E(\pi) - \pi_t}{0,2 - \pi_t} & ; \quad se\ \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & ; \quad se\ E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad (3.1)$$

Sicsú (2002) sugere um indicador semelhante, para o mercado brasileiro, ao proposto por Cecchetti & Krause (2002) para as expectativas de inflação ($E(\pi)$), considerando a meta de inflação (π_t) e seu limite superior (π_t^{max}) estabelecidos.

$$IC_{Sicsú} = 100 - \left(100 * \frac{|E(\pi) - \pi_t|}{\pi_t^{max} - \pi_t} \right) \quad (3.2)$$

Mendonça (2004) propõe uma normalização do índice anterior no intervalo $[0,1]$, dado que o mesmo pode atingir valores negativos e onde $\pi_t^* = \{\pi_t^{min}, \pi_t^{max}\}$ é o limite inferior ou superior da meta de inflação.

$$IC_{Mendonça} = \begin{cases} 1 & ; \quad se\ E(\pi_t) = \pi_t \\ 1 - \frac{E(\pi_t) - \pi_t}{\pi_t^* - \pi_t} & ; \quad se\ \pi_t^{min} < E(\pi_t) < \pi_t^{max} \\ 0 & ; \quad se\ E(\pi_t) \geq \pi_t^{max} \text{ ou } E(\pi_t) \leq \pi_t^{min} \end{cases} \quad (3.3)$$

Enquanto Mendonça & Souza (2009) propõem, a seguir, indicadores de credibilidade considerando a premissa de que a credibilidade pode ser mensurada pela reputação média ao longo do tempo. Como a reputação, os indicadores de credibilidade aqui estimados consideram a inflação observada, possuindo um comportamento *backward-looking*.

$$R = \begin{cases} 1 & ; \quad se\ \pi_t^{min} \leq \pi_t^{obs} \leq \pi_t^{max} \\ 1 - \frac{\pi_t^{obs} - \pi_t^{max}}{0,2 - \pi_t^{max}} & ; \quad se\ \pi_t^{max} < \pi_t^{obs} < 20\% \\ 1 - \frac{\pi_t^{obs} - \pi_t^{min}}{-\pi_t^{min}} & ; \quad se\ 0\% < \pi_t^{obs} < \pi_t^{min} \\ 0 & ; \quad se\ \pi_t^{obs} \geq 20\% \text{ ou } \pi_t^{obs} \leq 0\% \end{cases} \quad (3.4)$$

$$IC_{Médio} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} \quad (3.5)$$

Onde: R é a reputação da autoridade monetária, π_t^{obs} é a inflação observada nos últimos 12 meses, π_t^{min} e π_t^{max} são, respectivamente, os limites inferiores e superiores da meta de inflação. $IC_{Médio}$ e $IC_{Ponderado}$ são dois índices de

credibilidade estimado pelos autores, sendo estimados como as reputações média e ponderada do banco central ao longo do tempo.

$$IC_{Ponderado} = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i * p_i)}{\sum_{i=1}^n (p_i)} \quad (3.6)$$

Onde: $p_i = k_i/n$ é o fator de ponderação da reputação e decrescente em função do tempo t , ou seja, o fator de ponderação p_i é dado pela razão entre k_i (decrescente em função de t) e n , que implica em fatores de ponderação entre $[0,1]$.

3.3.2 O Teste de Credibilidade de Svensson

A metodologia implementada neste tópico e no seguinte segue a proposta por Svensson (1993), Amisano & Tronzano (2010) e Mariscal et al. (2011).

Em um regime de metas de inflação, onde o banco central define e anuncia ao mercado uma meta e o intervalo mínimo (π_{min}) e máximo (π_{max}) para a taxa de inflação, Svensson (1993) desenvolveu um teste para a credibilidade da política monetária. Neste teste, a taxa de juros reais mínima e máxima consistente com a meta de inflação, respectivamente CM_{min} e CM_{max} , pode ser construída, subtraindo o teto da meta de inflação (π_{max}) e o seu piso (π_{min}) da taxa de juros nominais dos títulos públicos (i_t). Dessa forma, tem-se:

$$CM_{min} = i_t - \pi_{max} \quad (3.7)$$

$$CM_{max} = i_t - \pi_{min} \quad (3.8)$$

Logo, neste teste a taxa de juros reais mínima e máxima consistentes com a meta corresponde, respectivamente, às equações (3.7) e (3.8). Ou seja, estas equações definem os valores dos juros reais consistentes com o intervalo da meta de inflação, sendo o teste responsável por estimar quando os juros reais estão ou não dentro do intervalo estipulado.

Dessa forma, se a taxa de juros real está fora do intervalo acima, as metas de inflação anunciadas (π_{min}, π_{max}) não são críveis, pois os agentes podem realizar um lucro sem risco o que é inconsistente com o equilíbrio em um mercado de capitais eficiente. No entanto, como r_t , a taxa de juros reais, é delimitada entre os menores e maiores valores ($i_t - \pi_{max} \leq r_t \leq i_t - \pi_{min}$), a condição de arbitragem entre taxas de juros reais e nominais permite estimar a credibilidade da política monetária tanto para efeitos inflacionários como para deflacionários.

De fácil implementação e interpretação, o teste de Svensson (1993) possui algumas deficiências. Primeiro, a metodologia proposta não permite que sejam extraídas qualquer informação sobre o nível de credibilidade da política monetária, possibilitando apenas se checar ou validar quando a restrição sobre as taxas de juros reais são ou não satisfeitas. Segundo, este teste não revela como a reputação do banco central evolui ao longo do tempo, embora a restrição do nível das taxas de juros reais seja um indicador útil e possa ser checada a cada intervalo de tempo. Portanto, esta metodologia impossibilita qualquer tipo de estimação sobre a confiança dos agentes na consistência da política monetária em um regime de metas de inflação.

3.3.3 Estendendo o Teste de Svensson para um Arcabouço Probabilístico

Respeitando os pressupostos de Svensson (1993), Amisano & Tronzano (2010) estenderam a análise para um modelo probabilístico, que permite se estimar a credibilidade da política monetária. Considerando as restrições definidas anteriormente, correspondentes a ausência, respectivamente, de um viés inflacionário ou deflacionário na política monetária, tem-se credibilidade inflacionária quando $r_t \geq i_t - \pi_{max}$ e credibilidade deflacionária quando $r_t \leq i_t - \pi_{min}$.

Introduzindo as variáveis auxiliares

$$z_u = r_t - (i_t - \pi_{max}) \quad (3.9)$$

$$z_l = r_t - (i_t - \pi_{min}) \quad (3.10)$$

Estas restrições de credibilidade podem ser expressas de forma equivalente: existência de credibilidade inflacionária quando $z_u > 0$ e existência de credibilidade deflacionária quando $z_l < 0$.

Estimativas sobre o grau de credibilidade da meta de inflação podem ser estimadas analisando as propriedades estocásticas das séries de z_u e z_l . Uma forma simples de modelar essas séries é assumir que estas séries podem ser caracterizadas por um termo constante mais um distúrbio aleatório, ou seja:

$$z_u = \mu_u + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$z_l = \mu_l + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Onde ε_t é o termo de erro independente que segue uma distribuição normal $N(0, \alpha^2)$.

Se estas equações são estimadas dentro do arcabouço do probabilístico, as médias destes processos, μ_u e μ_l , podem ser tratadas como variáveis aleatórias sobre as quais os agentes podem formar opiniões de probabilidade subjetivas. Neste contexto, as restrições impostas pelo teste de Svensson (1993) correspondem, portanto, a probabilidade de μ_u ser maior que zero e a probabilidade de μ_l ser menor que zero. A maior vantagem desta implementação é que estas probabilidades possibilitam a estimação do grau de credibilidade da política monetária. Além disto, como estas probabilidades podem ser atualizadas recursivamente, assim que novas informações estão disponíveis, esta abordagem permite inferir como o grau de credibilidade evolui ao longo do tempo.

Mais formalmente, focando, por exemplo, nas restrições da credibilidade inflacionária, o grau de credibilidade da política monetária, no tempo t , pode ser expresso por:

$$Pr(\mu_{u(t)} > 0 | z_{u(t)}, z_{u(t-1)}, \dots, z_{u(2)}, z_{u(1)}) \quad (3.13)$$

Como Amistano & Tronzano (2010) e Mariscal et al. (2011) ressaltam, a discussão acima depende do pressuposto de que as séries temporais z_u e z_l podem ser modeladas como processos não serialmente correlacionados. Não é o caso dos dados brasileiros ou europeus. O Apêndice 6.1 mostra os correlogramas destas séries, que podem ser caracterizadas por um processo auto-regressivo de primeira ordem, AR(1), exibindo alto grau de persistência.

Dessa forma, este arcabouço empírico pode ser adaptado para permitir a existência de correlação serial se as equações (3.11) e (3.12) forem substituídas pela seguinte especificação alternativa:

$$z_{u(t)} = \theta_u + \rho z_{u(t-1)} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$z_{l(t)} = \theta_l + \rho z_{l(t-1)} + \varrho_t \quad (3.15)$$

Onde ρ é o parâmetro autoregressivo e θ_u e θ_l são os interceptos dos correspondentes modelos. Nesta especificação, o parâmetro ρ é comum a ambas as equações, pois a série de z_l é obtida através de um deslocamento para baixo de z_u .

Pela especificação alternativa delineada nas equações (3.14) e (3.15), as condições de credibilidade são satisfeitas quando $\theta_u > 0$ (ausência de viés

inflacionário na política monetária) e $\theta_l < 0$ (ausência de viés deflacionário na política monetária) e quando se respeitar a condição de $|\rho| < 1$, caracterizando processos estocásticos que reverterem à média¹².

A credibilidade inflacionária neste caso é definida como a probabilidade de um parâmetro (θ_u) positivo na equação (3.14) em cada ponto no tempo, ou seja:

$$Pr(\theta_{u(t)} > 0 \mid z_{u(t)}, z_{u(t-1)}, \dots, z_{u(2)}, z_{u(1)}) \quad (3.16)$$

Enquanto a credibilidade deflacionária pode ser definida como a probabilidade de um parâmetro (θ_l) negativo na equação (3.15) a cada ponto no tempo, ou seja:

$$Pr(\theta_{l(t)} < 0 \mid z_{u(t)}, z_{u(t-1)}, \dots, z_{u(2)}, z_{u(1)}) \quad (3.17)$$

3.4 Abordagem Econométrica, Amostra e Tratamento da Base de Dados e a Relação entre a Credibilidade e Variáveis Macroeconômicas e Financeiras

3.4.1 Abordagem Econométrica

O filtro de Kalman é um método de estimação que se baseia em estimativas de regressões para cada período do tempo em relação à estimativa do período anterior e dos dados relativos ao período atual, ou seja, baseia-se em estimações que consideram inclusive os dados contemporâneos. Este filtro foi utilizado por Demir & Yergit (2008) e Mariscal et al. (2011) em contextos similares.

Basicamente, este método é formado por: (i) uma equação de medida, que descreve como os dados observados são gerados a partir das variáveis de estado, ou seja, relaciona o vetor de observações com o vetor de estados, a variável explicativa e o erro de medida e (ii) a equação de transição, que descreve a evolução de um conjunto de variáveis de estado. O filtro de Kalman é um método recursivo que estima as variáveis de estado no período t , baseando nas informações contidas neste mesmo período. Para cada período é utilizado uma

¹² Os termos constantes θ estão relacionados à média incondicional (μ) de $z_{(t)}$ pela equação $\theta = \mu(1 - \rho)$, sendo que $\theta = 0 \rightarrow E(z) = \mu = 0$, ou seja, quando θ é igual a zero, a variável $z(t)$ possui média incondicional nula.

função condicional de máxima verossimilhança para a atualização das informações daquele período¹³.

Este artigo utiliza um modelo auto-regressivo de primeira ordem (AR(1)) para estimar as variáveis $z_{u(t)}$ e $z_{l(t)}$. Utilizando o filtro de Kalman, θ_u e θ_l podem ser estimados de forma a obter diferentes valores para estes parâmetros para cada momento da amostra, permitindo o estudo da credibilidade, respectivamente, inflacionária e deflacionária, através da evolução dos parâmetros ao longo do tempo. Vale ressaltar que as séries temporais dos parâmetros estimados foram construídas a partir das estimativas filtradas destes parâmetros, que consideram o conjunto de informação disponível a cada período. Logo, deve-se estimar o seguinte sistema:

$$\begin{aligned} z_t &= \theta_t + \rho_t z_{t-1} + \varepsilon_t \\ \theta_t &= \theta_{t-1} + \eta_t \\ \rho_t &= \rho_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad (3.18)$$

Como o sistema descrito em (3.18) será estimado por filtro de Kalman, as equações em acima devem ser reescritas na representação de estado:

$$\text{Equação de Medida: } z_t = \beta_t x_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

$$\text{Equação de Transição: } \beta_t = F \beta_{t-1} + \varrho_t \quad (3.20)$$

Onde: F é a matriz de parâmetros, β_t é o vetor dos parâmetros θ_t e ρ_t e ε_t e ϱ_t são ruídos brancos, normalmente distribuídos.

As equações (3.19) e (3.20) podem também ser representadas, respectivamente, na forma matricial:

$$[z_t] = [\theta_t \quad \rho_t] \begin{bmatrix} 1 \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + [\varepsilon_t] \quad (3.21)$$

$$\begin{bmatrix} \theta_t \\ \rho_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{t-1} \\ \rho_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad (3.22)$$

3.4.2 Amostra e Tratamento da Base de Dados

Para a estimação da credibilidade da política monetária foram utilizadas as séries das metas de inflação anuais e seus limites mínimos e máximos, uma expectativa de inflação coletada em pesquisa de mercado e outra junto aos

¹³ Para maiores detalhes, consulte Hamilton (1994).

consumidores, e a expectativa inflacionária implícita nas curvas de juros dos títulos públicos brasileiros.

A série temporal de expectativa de inflação acumulada para os próximos 12 meses, apresentada no relatório Focus¹⁴ foi capturada no Sistema de Expectativas de Mercado no site do BCB, sendo a série escolhida para refletir as expectativas de pesquisas de mercado. Esta série foi escolhida por ser um consenso no mercado brasileiro, sendo constantemente utilizada por agentes do mercado, mídia especializada e pela própria autoridade monetária para monitorar a expectativa inflacionária.

Para se capturar a expectativa de inflação dos consumidores, para os próximos 12 meses, utilizou-se a série de Sondagem de Expectativas do Consumidor do IBRE/FGV, coletada mensalmente nas sete principais capitais brasileiras. Esta série foi utilizada na busca de uma expectativa *backward looking* que capture a dinâmica inercial e a influência de componentes de indexação do processo inflacionário brasileiro¹⁵.

A expectativa de inflação derivada das curvas de juros governamentais é denominada inflação implícita. Para efeito de comparação com a pesquisa de mercado Focus, a inflação implícita foi calculada também para o horizonte de um ano à frente, sendo calculada como o diferencial entre o vértice de 252 dias úteis da curva de juros dos títulos prefixados (LTN e NTN-F) e do mesmo vértice dos títulos indexados em inflação (NTN-B). As curvas de juros foram estimadas por meio do modelo de Svensson (1994) e utilizando as taxas indicativas da ANBIMA, que refletem os preços das negociações diárias destes títulos no mercado secundário de títulos públicos.

O método desenvolvido por Svensson (1994) é um modelo amplamente utilizado pelo mercado, sendo atualmente estimado por bancos centrais de

¹⁴ O relatório Focus é uma publicação semanal do Banco Central do Brasil, que contém projeções sobre diversos indicadores da economia, tais como juros, inflação, PIB e taxa de câmbio.

¹⁵ Os consumidores, por não possuírem as mesmas ferramentas e recursos de outros agentes de mercado, tais como consultorias e bancos de investimento, não utilizam modelos para projetar suas expectativas inflacionárias, dando maior peso à inflação passada em suas expectativas de inflação. Estudos empíricos mostram que as expectativas de inflação coletadas a partir de pesquisas aos consumidores tendem a ter um elemento inercial maior (Tronzano, 2005; Breedon & Hume, 2007).

diversos países, tais como: Bélgica, França, Alemanha, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça e Brasil¹⁶.

Este método busca estimar curvas de juros de forma suave e flexível, ajustando em um ponto no tempo t , uma função desconto ao preço do título e assumindo uma função para a taxa de juros à vista:

$$s_m = \beta_0 + \beta_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right] + \beta_2 \left\{ \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right] \left(-\frac{m}{\tau_1}\right)^{-1} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right\} + \beta_3 \left\{ \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right] \left(-\frac{m}{\tau_2}\right)^{-1} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right\} \quad (3.23)$$

Onde: s é a taxa e juros à vista; m é o tempo para o vencimento do título; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1$ e τ_2 são parâmetros a serem estimados.

Neste trabalho, a equação paramétrica foi estimada aplicando otimização não-linear condicionada, onde os parâmetros τ_1 e τ_2 são maiores que zero. Além disto, os erros quadráticos da estimação foram ponderados pelo inverso da *duration* dos títulos utilizados no processo, buscando a atenuar problemas de heteroscedasticidade e a melhor estimação das taxas de curto prazo¹⁷.

As três séries de expectativas utilizadas foram coletadas ou estimadas mensalmente e compreendem o período entre jan./2006¹⁸ e dez/2015, totalizando 120 observações mensais para cada série.

A tabela 3.1 apresenta as estatísticas descritivas das três séries de expectativas de inflação. A expectativa de inflação implícita é a série mais volátil e dispersa, refletindo em seu maior desvio-padrão. A expectativa dos consumidores se caracteriza pela maior expectativa média e por ser leptocúrtica, apresentando cauda grossa à direita. Mesmo apresentando médias percentuais próximas, o teste de igualdade de médias para a expectativa Focus e para a inflação implícita rejeita a hipótese de igualdade ao nível de significância de 2.8%.

¹⁶ Além destes, os bancos centrais da Finlândia e da Itália utilizam o modelo de Nelson & Siegel (1987), considerado o modelo que deu origem ao de Svensson, sendo uma versão reduzida do mesmo.

¹⁷ Para maiores detalhes sobre modelos de estimação de curvas de juros, consultar BIS (2005) e Svensson (1994).

¹⁸ O ano de 2006 foi escolhido como data inicial para análise devido a baixa liquidez dos títulos indexados em inflação (NTN-B) nos anos anteriores, o que poderia gerar distorções não desejadas no cálculo da expectativa inflacionária implícita nos títulos públicos. O diferencial desta liquidez ao longo do tempo é mostrado em Val et al. (2010).

Tabela 3.1 – Estatísticas Descritivas das Expectativas Inflacionárias 12 Meses a Frente

Estatística	Focus	Implícita	Consumidor
Média	5.17	5.47	6.79
Mediana	5.35	5.47	6.70
Máximo	7.26	9.19	11.00
Mínimo	3.37	3.30	4.80
Desvio-padrão	0.91	1.19	1.05
Assimetria	0.06	0.59	1.64
Curtose	2.22	3.56	6.74
Jarque-Bera	3.13	8.44	124.14
Prob. Jarque-Bera	0.21	0.01	0.00
Observações	120	120	120

A figura 3.1.1 mostra que as expectativas Focus e inflação implícita possuem uma aderência bastante forte, o que se reflete na correlação próxima a 0.91. Já a expectativa dos consumidores apresenta uma correlação bem menor em relação às duas primeiras séries, em torno de 0.70 no período analisado. A figura 3.1.2, gerada a partir de estimador de densidade *kernel*, mostra a maior volatilidade e dispersão da série de inflação implícita e as maiores média e curtose, além da assimetria à direita, da expectativa dos consumidores.

Figura 3.1 – Séries Históricas e Função Densidade das Expectativas Inflacionárias 12 Meses a Frente

Fig. 3.1.1 Séries Históricas

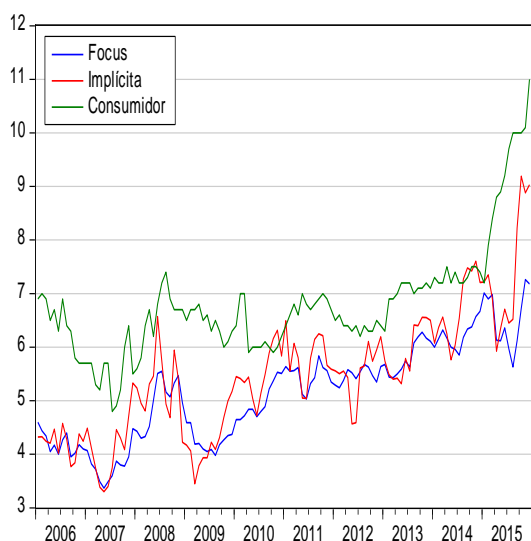
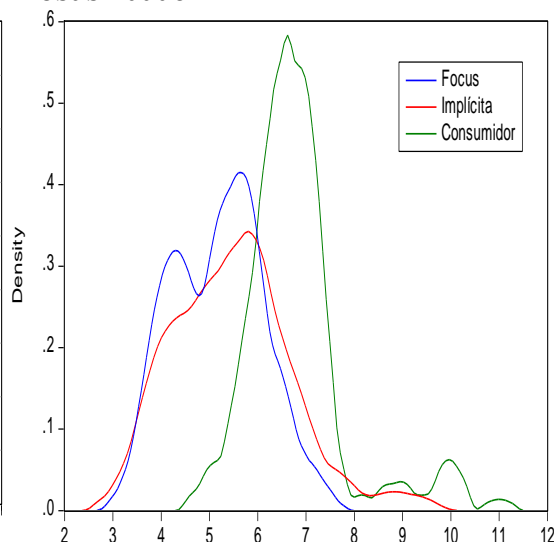


Fig. 3.1.2 Funções Densidade de Probabilidade



3.4.3 A Relação entre a Credibilidade e Fatores Macroeconômicos e Financeiros

A partir deste ponto e para efeito de simplificação, as credibilidades da política monetária estimadas por meio de expectativas das curvas de juros, da

pesquisa Focus e de sondagem ao consumidor serão denominadas, respectivamente, por credibilidade implícita, credibilidade Focus e credibilidade do consumidor.

Uma vez identificado e estimado a credibilidade da política monetária pelas três expectativas de inflação, achou-se interessante explorar: (i) potenciais variáveis macroeconômicas e financeiras que possam explicar o comportamento das medidas de credibilidade estimadas; (ii) a dinâmica conjunta e as inter-relações entre estas medidas de credibilidade.

Como já ressaltado, as medidas de credibilidade implícita e Focus possuem a característica de serem indicadores *forward looking*, enquanto a medida de credibilidade do consumidor possui característica *backward looking*. Dessa forma, considerando que há relação entre estas medidas e a previsão da inflação, seguiu-se Carvalho & Minella (2012) na identificação de variáveis importantes na previsão destas medidas credibilidades. Dentre as variáveis financeiras escolhidas para explicar a dinâmica destas medidas foram selecionadas a taxa de câmbio USD/R\$ (dolar) e o *Emerging Markets Bond Index Brazil* - EMBI-BRL¹⁹ (embi). Já entre as variáveis macroeconômicas tem-se a taxa de desemprego mensal do IBGE (desemp), o Índice de Atividade Econômica do BC – IBC-BR (ibcbr) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – Amplo mensal (ipca).

Algumas variáveis foram tratadas antes de serem utilizadas. A série de taxa de desemprego foi ajustada para se retirar os efeitos sazonais, utilizando o método X-12 (Findley et al., 1998), enquanto o componente estacionário da série do IBC-BR (ibcbr_hiato) foi estimado utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (Hodrick & Prescott, 1997). Além disto, testou-se a presença de raiz unitária nas séries utilizadas, sendo a série de taxa de câmbio USD/R\$ diferenciada devido à identificação de não estacionariedade²⁰. Por fim, as séries das variáveis independentes foram defasadas em relação a variável dependente, visando mitigar problemas relacionados à endogeneidade e, considerando o efeito *pass-through* do

¹⁹ O *Emerging Markets Bond Index Brazil* - EMBI-BRL (embi) pode ser definido como o spread médio entre os títulos brasileiros e os títulos norte-americanos negociados no mercado internacional.

²⁰ A estacionariedade foi testada utilizando-se os testes conjuntos *Augmented Dickey-Fuller* - ADF e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* - KPSS.

câmbio para os preços internos, estimou-se as variáveis “dolar” e “ipca” em duas equações separadas.

Visando associar o comportamento das credibilidades estimadas com os ciclos econômicos, criou-se a *dummy* denominada “recessao”, identificando os trimestres recessivos. Para esta identificação, utilizou-se a definição do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas-FGV, que identificou dois períodos de recessão no período analisado: (i) do 4º trimestre de 2008 ao 1º trimestre de 2009 e (ii) do 2º trimestre de 2014 em diante.

Desta forma, testou-se as relações:

$$cred_t = recessao_t + desemp_{t-1} + ibcbr_hiato_{t-1} + embi_{t-1} + ipca_{t-1} + e_t \quad (3.24)$$

$$cred_t = recessao_t + desemp_{t-1} + ibcbr_hiato_{t-1} + embi_{t-1} + \Delta dolar_{t-3} + e_t \quad (3.25)$$

Onde: $cred_t$ são as credibilidades implícita, Focus e do consumidor; e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Implementou-se, também, o teste de Causalidade de Granger²¹ (Granger, 1969) para determinar a importância e utilidade informacional: (i) de variáveis macroeconômicas e financeiras em relação às credibilidades; (ii) de uma credibilidade em relação às demais, visando avaliar a dinâmica conjunta das três séries estimadas.

3.5 Resultados

3.5.1 Indicadores de Credibilidade Previamente Sugeridos

As figuras 3.2.1 a 3.2.4 mostram quatro indicadores de credibilidades previamente sugeridos. Os índices das figuras 3.2.1 a 3.2.3, construídos a partir de expectativas de diferentes agentes, revelam uma tendência de queda da credibilidade ao longo do tempo.

Já os índices de credibilidade mostrados na figura 3.2.4, construídos a partir de uma medida de reputação e utilizando um conceito totalmente *backward looking*, possui grande peso inercial. A partir de fins de 2014, a reputação da política monetária inicia forte processo de queda, devido à inflação corrente girar acima do teto da meta de inflação. Como as medidas de credibilidade propostas

²¹ Uma série temporal x Granger-causa outra série temporal y caso se possa mostrar que os valores de x fornecem informação estatisticamente significativa de valores futuros de y .

por Mendonça & Souza (2009) são médias - simples ou ponderada - desta reputação, elas refletem timidamente e com certa defasagem a rápida perda de reputação ocorrida no período final da amostra.

Visando associar o comportamento das credibilidades estimadas com os ciclos econômicos, as figuras a seguir também mostram, nas áreas em cinza, os trimestres em que a atividade econômica no Brasil esteve em recessão. Observou-se que: (i) no período entre o final de 2008 e início de 2009, a credibilidade Focus e implícita tiveram uma forte queda para posterior recuperação, enquanto a do consumidor manteve-se relativamente constante, possivelmente devido às medidas anticíclicas e de expansão do crédito implementadas pelo governo brasileiro à época; (ii) no período posterior ao 2º trimestre de 2014, houve uma queda generalizada das credibilidades estimadas, sendo mais aguda na estimada do consumidor. Percebe-se, também, que entre as três metodologias implementadas, a credibilidade do consumidor é persistentemente mais baixa que a implícita e Focus, indicando um viés mais pessimista destes agentes em relação à política monetária.

Por fim, a dinâmica das credibilidades do consumidor nas figuras 3.2.1 e 3.2.2 é muito parecida com a do índice de reputação mostrado na figura 3.2.4. Ou seja, os índices de credibilidade *forward looking* e *backward looking* do consumidor possuem comportamentos semelhantes, explicitando a importância do componente inercial na formação da expectativa inflacionária dos consumidores.

Fig. 3.2.1 – Índice de Credibilidade - Cecchetti e Krause (2002)

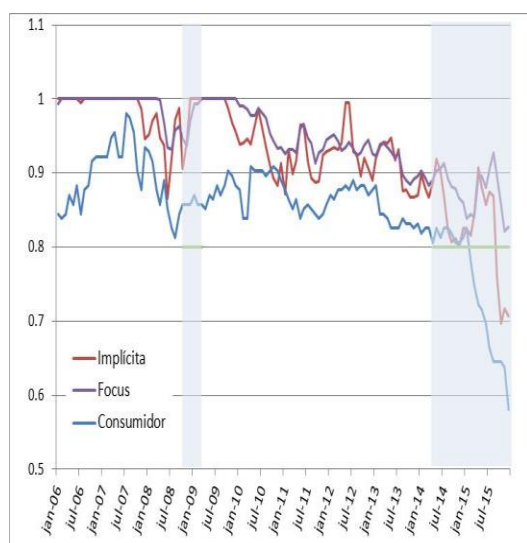


Fig. 3.2.2 – Índice de Credibilidade – Sicsú (2002)

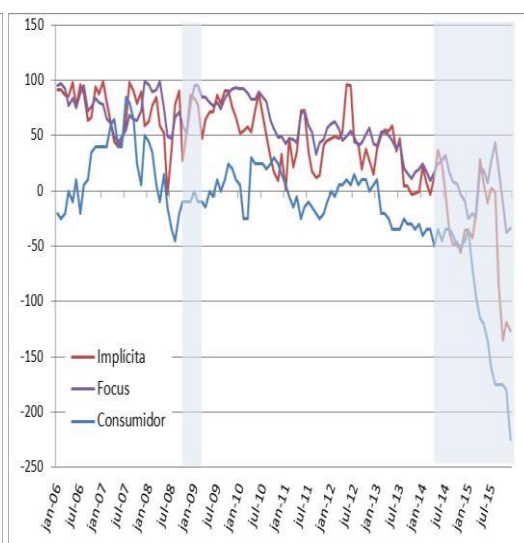


Fig. 3.2.3 – Índice de Reputação e de Credibilidade - Mendonça (2004)

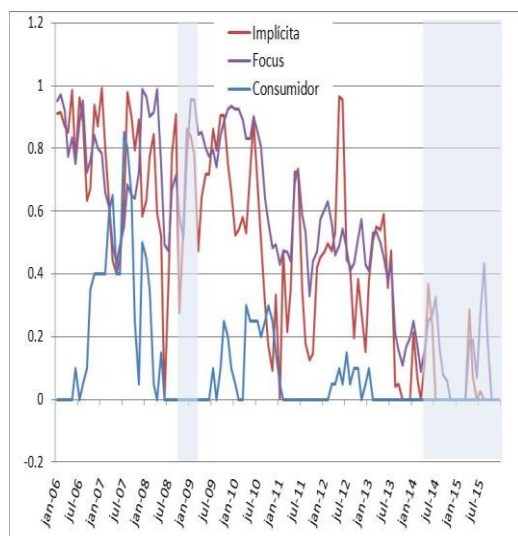
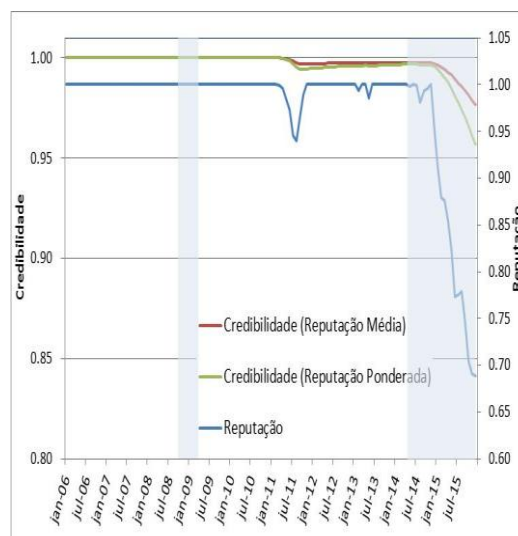


Fig. 3.2.4 – Índice de Reputação e de Credibilidade - Mendonça e Souza (2009)



3.5.2 Teste de Svensson e Arcabouço Probabilístico

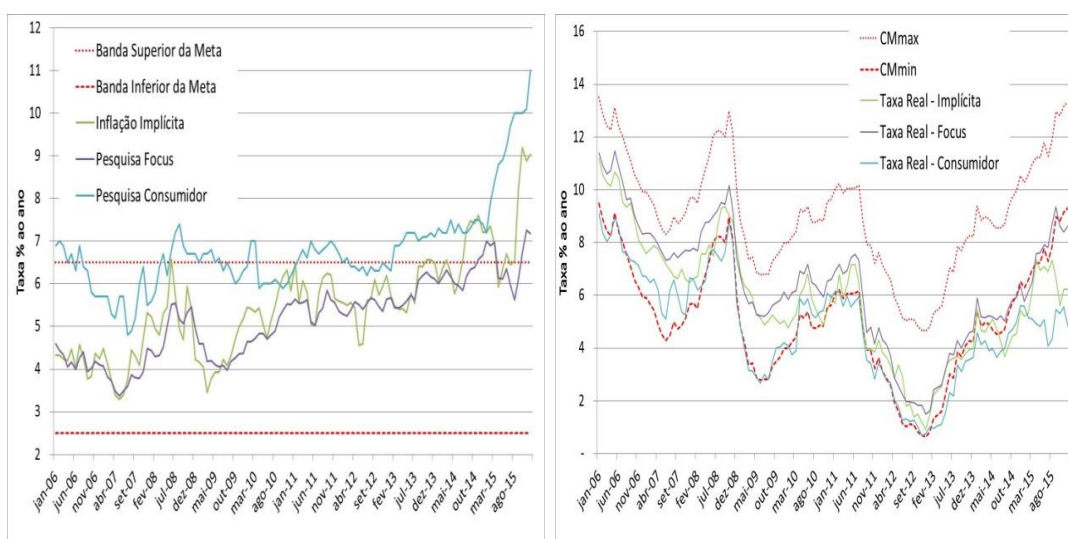
Os resultados consideram apenas as estimações da credibilidade inflacionária, desconsiderando o cálculo da credibilidade deflacionária, pois: (i) durante todo o período analisado as taxas de juros reais estiveram bem próximas da taxa de juros real mínima consistente com a meta de inflação, suscitando dúvidas apenas sobre o combate à inflação; (ii) agentes do mercado ou mesmo expectativas implícitas nos preços dos títulos públicos em momento algum estimaram inflação abaixo do intervalo mínimo da meta de inflação; (iii) em qualquer momento, a inflação efetivamente ocorrida no período esteve abaixo deste intervalo mínimo.

A figura 3.3.1 mostra a previsão de inflação 12 meses à frente das três expectativas inflacionárias utilizadas - Focus, inflação implícita e do consumidor - em relação às bandas inferior e superior da meta de inflação vigentes entre jan./06 e dez./15. A expectativa de inflação do consumidor é persistentemente mais elevada que as demais, rompendo o teto da meta de inflação em diversos momentos. A inflação implícita ultrapassa a banda superior em meados de 2008, durante o momento mais agudo da crise *Subprime*, e mais acentuadamente a partir do início de 2014. Já a expectativa Focus rompe a banda superior a partir do segundo semestre de 2014. A série de inflação implícita, altamente correlacionada com a pesquisa Focus, possui maior volatilidade. Um dos motivos para esta maior

volatilidade é a existência de diversos riscos, variáveis ao longo do tempo, nas curvas de juros²².

A figura 3.3.2 mostra a taxa de juros reais mínima e máxima consistente com a meta de inflação, respectivamente CM_{\min} e CM_{\max} , seguindo do teste de Svensson (1993) e relatado nas equações (3.7) e (3.8). Os rompimentos de CM_{\min} pelas taxas de juros reais estimadas pela implícita, Focus e consumidor são reflexos direto das ocorrências de expectativas inflacionárias acima do teto da meta de inflação.

Fig. 3.3.1 – Expectativas Inflacionárias e Fig. 3.3.2 – CM_{\max} , CM_{\min} e Taxas
Intervalos da Meta de Inflação Reais de Juros Estimadas



Após a construção das séries z_u considerando as taxas de juros reais esperadas, para um ano à frente, pelo Focus, implícita e ao consumidor, estas séries foram estimadas pelo sistema representado na equação (3.18). Para estas três expectativas de inflação, a série z_u foi estimada por filtro de Kalman, decompondo as séries no intercepto θ_t e no coeficiente auto-regressivo de primeira ordem ρ_t , ambos variáveis ao longo do tempo.

A tabela 3.2 mostra os coeficientes estimados por meio do filtro de Kalman, em seus estados finais filtrados. Para as três estimações, os coeficientes

²² Vicente & Graminho (2015) decompõem a inflação implícita para o mercado brasileiro da seguinte forma: inflação implícita = expectativa de inflação + prêmio de risco de inflação - prêmio de liquidez + convexidade. Utilizando dados de janeiro de 2006 a setembro de 2013, os resultados indicam que o prêmio de liquidez e a convexidade possuem valores muito pequenos, abaixo de 1 ponto-básico para o horizonte de 1 ano, e podem ser desconsiderados. Estimam, também, um prêmio de risco de inflação médio de 0,20% com desvio-padrão de 0,46% para este mesmo horizonte, no período analisado.

dos interceptos e auto-regressivos são significativos, havendo uma maior persistência na credibilidade estimada a partir da série de expectativas do consumidor²³.

Tabela 3.2 – Estimativas por filtro de Kalman

Variável	Pesquisa Focus Estado Final	Curva de Juros Estado Final	Pesquisa Consumidor Estado Final
θ	-0,2413*	-0,6985***	-0,8006**
ρ	0,6706***	0,7311***	0,7922***

Obs.: Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

Uma limitação do teste de Svensson é não possibilitar a avaliação quantitativa acerca do grau de credibilidade da política monetária. Nos gráficos a seguir, essa limitação é ultrapassada com a estimação da credibilidade inflacionária sendo estimada pela abordagem de filtro de Kalman.

A figura 3.4.1 apresenta a credibilidade inflacionária, o θ_t correspondente e seu intervalo de 95% de confiança. Enquanto a figura 3.4.2 relaciona a taxa de juros reais, a taxa de juros reais mínima consistente com a meta de inflação (CM_{\min}) e a variável auxiliar z_u descritas, respectivamente, nas equações (3.7) e (3.9). Ambos os gráficos consideram a estimativa dos juros reais pela curva de juros.

As figuras 3.4.1 e 3.4.2 possuem uma interpretação conjunta. Percebe-se três claros movimentos na credibilidade inflacionária: (i) cedeu fortemente em meados de 2008, durante o momento mais crítico da Crise *Subprime*, com consequente $z_{u,t}$ negativo; (ii) relativa estabilidade entre o início de 2009 e meados de 2010; (iii) uma tendência de queda a partir de então, novamente com a série $z_{u,t}$ atingindo valores negativos como consequência de taxas reais de juros abaixo da taxa de juros real mínima compatível com a meta de inflação estabelecida.

²³ A série de expectativa do consumidor do IBRE/FGV possui uma característica explosiva em seus últimos meses, caracterizando um processo de não estacionariedade local. Visando comparar os resultados desta série com os das demais expectativas, excluiu-se o último mês desta série (dezembro de 2015), respeitando a restrição de $|\rho| < 1$ na equação 3.8.

Fig. 3.4.1 – Credibilidade Implícita e Thetas Estimados

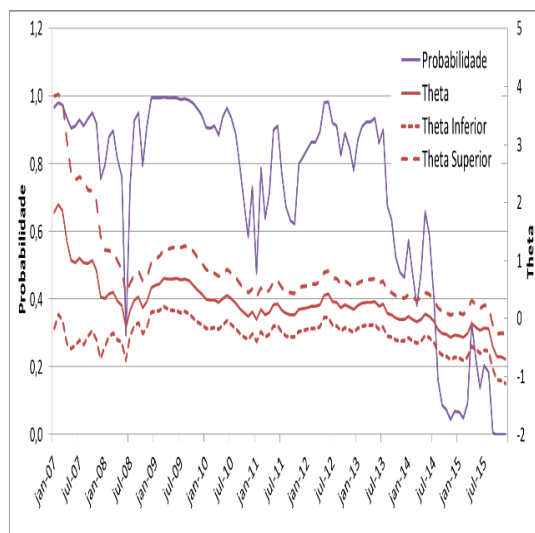
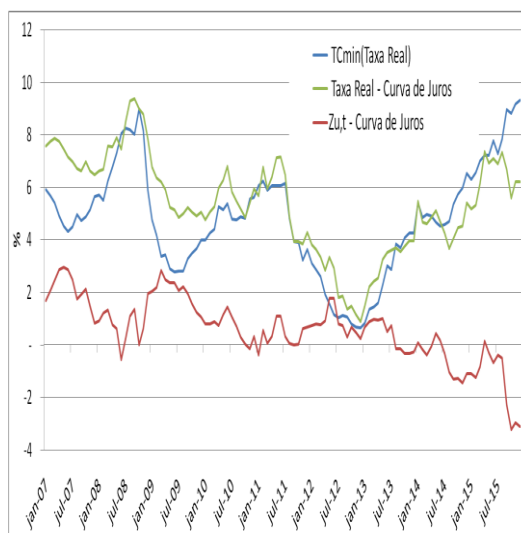


Fig. 3.4.2 – TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por meio de Inflação Implícita



A figura 3.5.1 apresenta a credibilidade inflacionária, o θ_t correspondente e seu intervalo de 95% de confiança. Enquanto a figura 3.4.2 relaciona a taxa de juros reais, a taxa de juros reais mínima consistente com a meta de inflação (CM_{min}) e a variável auxiliar z_u relatada na equação (3.9). Ambos os gráficos consideram a estimativa dos juros reais pela pesquisa Focus.

A credibilidade Focus apresentou uma queda acentuada em meados de 2008, um movimento de recuperação e relativa estabilidade durante os quatro anos seguintes e fortes oscilações a partir de meados de 2013. A série $z_{u,t}$ indicou perda de credibilidade inflacionária somente a partir do final de 2014, quando esta série passou a ter valores negativos.

Fig. 3.5.1 – Credibilidade Focus e Thetas Estimados

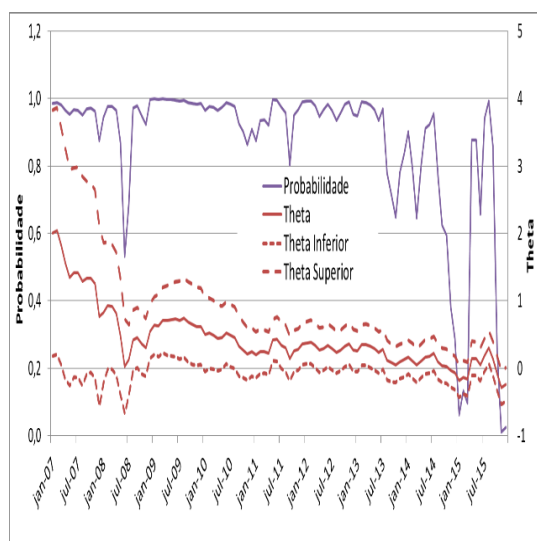
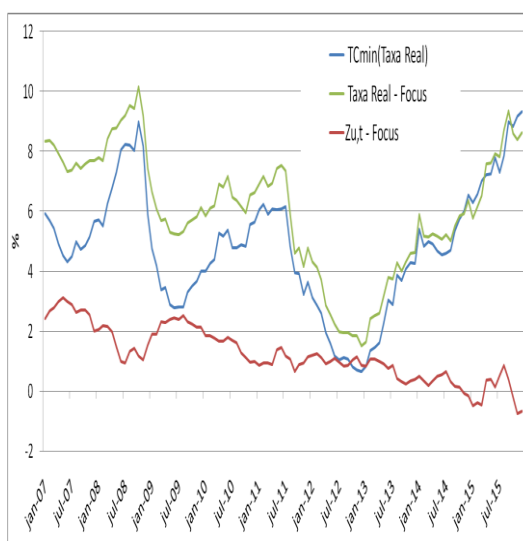


Fig. 3.5.2 – TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por meio da Pesquisa Focus



A credibilidade do consumidor apresentou um comportamento mais errático que o estimado para a credibilidade implícita e para a pesquisa Focus, apresentando uma tendência de queda mais intensa a partir do início de 2013 e permanecendo em patamares próximos a zero desde então. A série $z_{u,t}$ indicou, também, perda de credibilidade inflacionária a partir do início de 2013, quando esta série passou a ter valores negativos.

Fig. 3.6.1 – Credibilidade ao Consumidor e Thetas Estimados

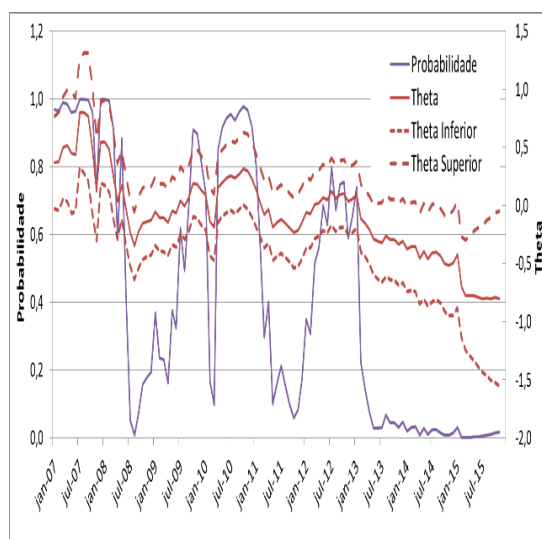
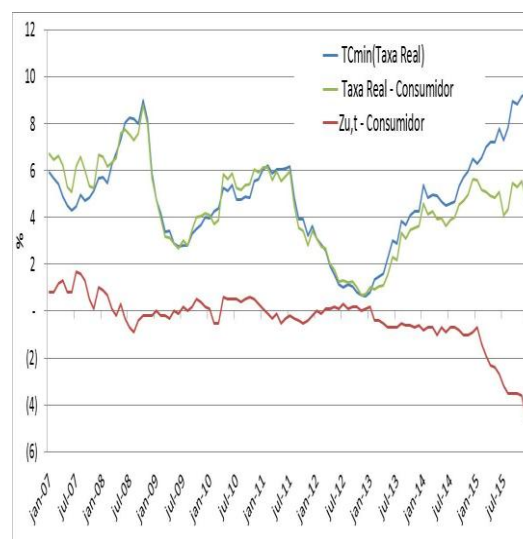


Fig. 3.6.2 – TC_{Min} , Taxa Real de Juros e Z_u Estimados por meio de Pesquisa ao Consumidor

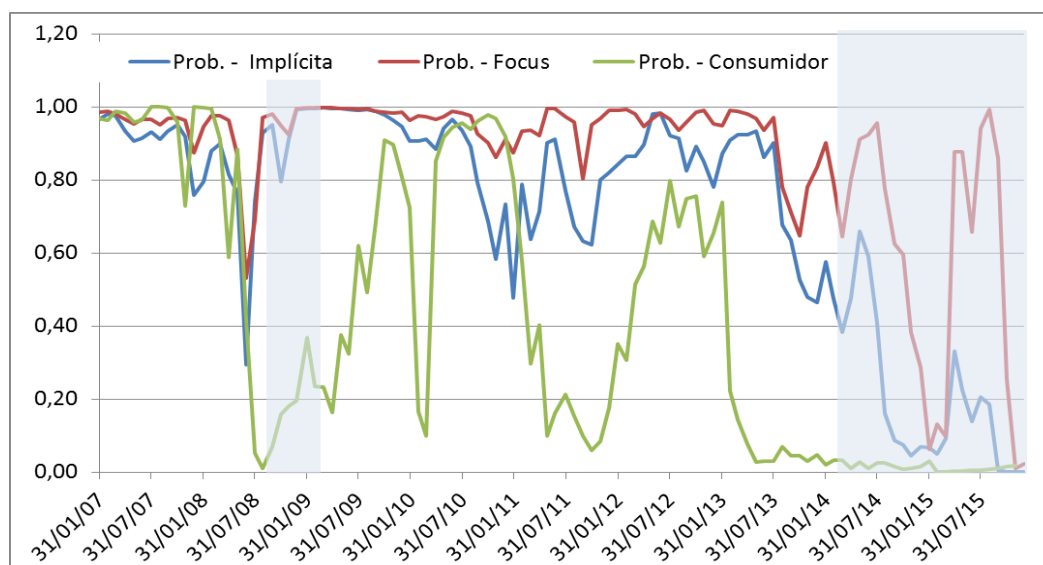


A figura 3.7 apresenta as estimações das credibilidades da política monetária pelas expectativas implícita, Focus e do consumidor e os trimestres em que a atividade econômica no Brasil esteve em recessão no Brasil (áreas em cinza), assim com efetuado na seção 3.5.1.

No primeiro período recessivo, em grande parte consequente da Crise *Supbrime*, identificou-se um movimento similar, com uma pequena defasagem de tempo, nas credibilidades implícita e Focus, havendo inicialmente uma queda para uma posterior recuperação. Já a credibilidade dos consumidores elevou-se neste período, afetada, possivelmente, pela política creditícia expansionista implementada pelo governo naquele momento.

No segundo período recessivo, tem-se uma queda generalizada das credibilidades estimadas. A estimada a partir dos consumidores, que já estava em patamares abaixo de 10% desde abril de 2013, zerou a partir de fevereiro de 2015, refletindo, possivelmente, o já elevado endividamento das famílias e os fracos efeitos dos novos estímulos creditícios do governo.

Fig. 3.7 – Estimação das Credibilidades Implícita, Focus e do Consumidor



As credibilidades Focus e implícita possuem dinâmicas muito semelhantes e em alguns momentos apresentam uma diferença de nível, enquanto a credibilidade do consumidor é mais volátil e apresenta valores geralmente inferiores, como já comentado.

Teoricamente, essas diferenças nas estimações das credibilidades não são preocupantes, pelo contrário, devem ser encaradas como algo natural. Diferentes

agentes econômicos podem possuir diferentes expectativas inflacionárias e que consequentemente irão afetar suas esperadas taxas de juros reais e expectativas de credibilidade da política monetária. Como ressalta Mariscal et al. (2011) o fato de se ter diferentes formas de se medir as expectativas inflacionárias e de que diferentes métodos podem focar em diferentes grupos sociais, pode ser capaz de nos dizer que esta política é mais crível para alguns do que para outros.

Esta heterogeneidade de expectativas dos diferentes agentes do mercado pode fazer com que estas expectativas inflacionárias sejam viesadas. Isto não é um motivo para a não utilização dessas expectativas: *“In brief, just because some expectations are wrong, does not seem a very good reason for excluding them if we wish to measure credibility. On the contrary, it threatens to prejudge the issue.”* Mariscal et al. (2011)

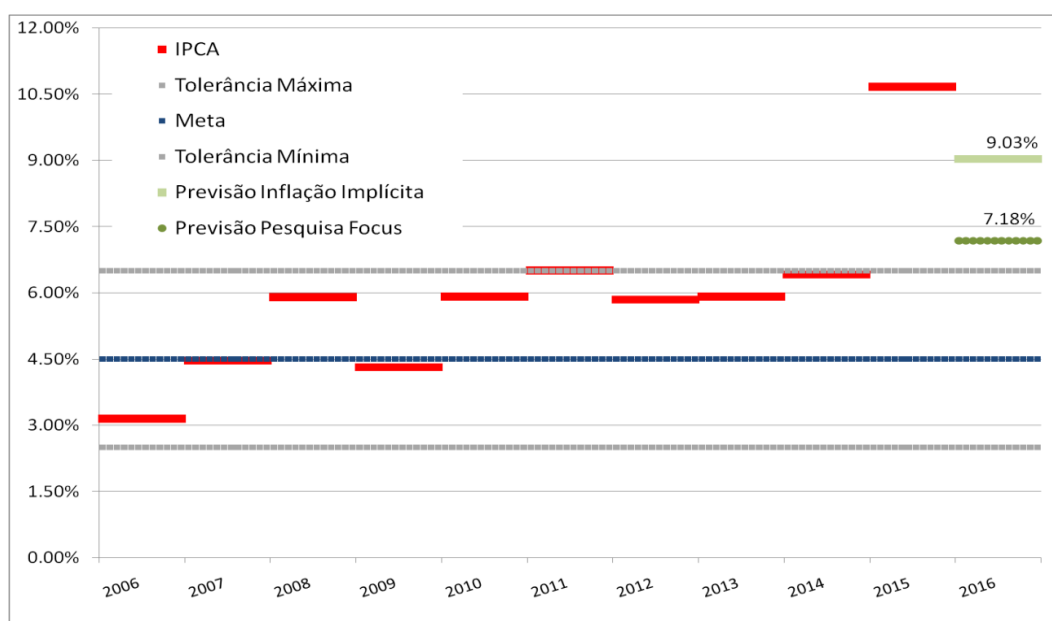
Além disto, deve-se ressaltar que as curvas de juros, e suas medidas derivadas como a inflação implícita, possuem diversos riscos variáveis ao longo do tempo e que impactam de forma única a credibilidade aqui estimada. A credibilidade estimada pela curva de juros teve uma grande variação no período compreendido entre agosto de 2008 e março de 2009, considerado o mais agudo da Crise Suprime. Neste período, a taxa de juros nominal de 12 meses cedeu enquanto a expectativa de inflação teve queda ou leve alta em alguns meses, fazendo com que o prêmio de risco inflacionário fosse, inclusive, negativo em sete dos oito meses analisados²⁴.

Já a queda mais recente da credibilidade da política monetária refletiu alterações nas expectativas devido aos ajustes dos preços administrados e a depreciação do Real ocorridos ao longo de 2015, com impacto direto no IPCA de 2015 e nas previsões de inflação para o próximo ano. No tópico seguinte, buscou-se quantificar o impacto da inflação e de demais variáveis nas medidas de credibilidade estimadas.

A figura 3.8 mostra o IPCA ocorrido entre os anos de 2006 e 2015, as metas de inflação anuais, suas tolerâncias máximas e mínimas e as previsões de inflação, em 31/12/2015, para o ano de 2016.

²⁴ Considerando o pressuposto definido por Vicente & Graminho (2015) que estimam a expectativa inflacionária a partir da expectativa da pesquisa Focus.

Fig. 3.8 – Metas, Tolerâncias e Inflações Anuais Realizadas e Previstas



3.5.3 A Relação entre a Credibilidade e Fatores Macroeconômicos e Financeiros

As colunas (a), (c) e (e) da tabela 3.3 mostram os coeficientes estimados para as variáveis financeiras e macroeconômicas selecionadas na eq. 3.25, enquanto as colunas (b), (d) e (f) reportam as estimações da eq. 3.24. Todos coeficientes estimados foram significativos para ao menos uma das credibilidades e, com exceção da taxa de desemprego, apresentaram os sinais economicamente esperados. De forma geral: (i) as três medidas de credibilidade estimadas apresentaram movimento de queda nos períodos de recessão e são afetadas positivamente pela taxa de desemprego (ii) o hiato do produto afeta negativamente as credibilidades Focus e implícita; (iii) variações na taxa de câmbio USD/R\$ e a inflação ocorrida afetam somente a credibilidade Focus enquanto o EMBI-BRL afeta somente a credibilidade do consumidor.

Tabela 3.3 – Credibilidades da Política Monetária e Variáveis Macroeconômicas e Financeiras

A tabela reporta os resultados da implementação das eqs. (3.24) e (3.25), ou seja, da regressão das credibilidades Focus, implícita e do consumidor em relação a variáveis financeiras e macroeconômicas, onde: *recessao* é a *dummy* que identifica trimestres de recessão econômica, *desemp_sa* é a taxa de desemprego dessazonalizada, *ibcbr_hiato* é o hiato do Índice de Atividade Econômica do BCB, *embi* é o Emerging Markets Bond Index Brazil, *ipca* é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor e Δ dolar é a variação da taxa de câmbio USD/R\$. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

Credibilidades Regressores	Focus		Implícita		Consumidor	
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
c	0.952***	1.108***	0.562***	0.694***	0.147	0.152
recessao	-0.172*	-0.157	-0.431***	-0.413***	-0.189**	-0.188**
desemp_sa(-1)	0.015*	0.003	0.045***	0.032**	0.111***	0.107***
ibcbr_hiato(-1)	-0.029***	-0.023**	-0.035***	-0.030**	-0.015	-0.014
Δ dolar(-3)	-0.321*		-0.117		0.045	
ipca(-1)		-0.149*		-0.136		0.013
embi(-1)	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002***	-0.002***
R ² Ajustado	0.356	0.279	0.586	0.536	0.466	0.453
Observações	115	118	115	118	115	118

Questões interessantes relacionadas à determinação de expectativas inflacionárias podem ser respondidas a partir dos resultados da tabela 3.3 e das variáveis selecionadas. A perda de credibilidade da política monetária antecipa o aumento do risco soberano ou vice-versa? O aumento da inflação corrente é importante para a previsão da credibilidade da política monetária?

Visando responder essas questões, implementou-se o teste de causalidade de Granger das credibilidades estimadas e das variáveis relacionadas na tabela 3.3. O Apêndice 6.2 apresenta os resultados²⁵. Os resultados indicam que: (i) a medida de credibilidade implícita é importante para a previsão do índice de risco soberano (EMBI-BRL); (ii) alterações da inflação Granger causam a credibilidade implícita e vice-versa e Granger causam a credibilidade estimada a partir de pesquisa ao consumidor, validando a característica *backward looking* desta credibilidade de ser formada a partir de expectativa adaptativa dos consumidores.

Com relação à dinâmica intertemporal das três séries de credibilidade estimadas, os resultados apontam uma relação de causalidade das credibilidades implícita e Focus em relação à credibilidade dos consumidores.

²⁵ Se aceita a hipótese nula, de não causalidade, ao nível de 5% de significância.

3.6 Conclusão

Este trabalho buscou estimar a credibilidade da política monetária brasileira dentro do sistema de metas de inflação no período compreendido entre os anos de 2006 e 2015. Nesta estimação, utilizou-se três expectativas inflacionárias, extraídas da pesquisa Focus do BCB, da sondagem de expectativas do consumidor do IBRE/FGV e das curvas de juros de títulos governamentais.

A metodologia adotada neste artigo possibilita, por meio de implementação do filtro de Kalman, desenvolver estimativas em tempo real do grau da credibilidade inflacionária e retornar avaliação quantitativa sobre a consistência da política monetária em um ambiente de meta de inflação.

Uma das limitações da metodologia utilizada neste artigo se deve a forma direta de se avaliar a credibilidade da política monetária, tendo como consequência a impossibilidade de identificar explicitamente a fonte de variação da credibilidade, podendo esta variação ser fruto de medidas ou instrumentos da política monetária ou da ocorrência de algum choque econômico adverso. A escolha das variáveis macroeconômicas e financeiras e a análise desenvolvida nas seções 3.4.3 e 3.5.3 buscou mitigar esta limitação.

Outra limitação se deve ao fato do grau de credibilidade ser estimado somente para a política monetária brasileira. Na tentativa de se ampliar a análise e o escopo deste trabalho, buscou-se obter dados de outros países, porém, não se encontrou uma base dados homogênea ou de fácil acesso.

Como pontos a serem desenvolvidos em trabalhos posteriores nesta área, sugere-se implementar novas estimativas que consigam captar a variação da credibilidade inflacionária ao longo do tempo, como a abordagem Bayesiana. Além disto, há a possibilidade de se ampliar a análise para demais países, buscando se comparar Inter temporalmente, a dinâmica da credibilidade estimada de determinados bancos centrais.

Os resultados fornecem evidências da existência de três movimentos da credibilidade inflacionária estimada pela medida implícita e pela Focus no período analisado: (i) cedeu fortemente em meados de 2008, durante o momento mais crítico da Crise *Subprime*; (ii) relativa estabilidade entre o início de 2009 e meados de 2010 (meados de 2013, pela medida Focus); (iii) uma tendência de queda a partir de então, quando houve uma taxa real de juros abaixo da mínima compatível com a meta de inflação. Já a credibilidade inflacionária estimada a

partir de pesquisa ao consumidor apresentou um comportamento mais errático que as demais, apresentando uma tendência de queda mais intensa a partir do início de 2013 e permanecendo em patamares próximos a zero desde então.

Ao relacionar as medidas de credibilidade estimadas com variáveis macroeconômicas e financeiras, observou-se que: (i) as três medidas de credibilidade estimadas apresentaram movimento de queda nos períodos de recessão e são afetadas positivamente pela taxa de desemprego (ii) o hiato do produto afeta negativamente as credibilidades Focus e implícita; (iii) variações na taxa de câmbio USD/R\$ e a inflação ocorrida afetam somente a credibilidade Focus enquanto o EMBI-BRL afeta somente a credibilidade do consumidor.

Além disto, identificou-se que a medida de credibilidade implícita é importante para a previsão do índice de risco soberano. Ao mesmo tempo, os resultados indicam que alterações da inflação são importantes para a previsão da credibilidade estimada a partir de pesquisa ao consumidor, validando sua característica *backward looking* e de ser formada a partir de expectativa adaptativa dos consumidores. Com relação à dinâmica intertemporal das três séries de credibilidade estimadas, os resultados apontam uma relação de causalidade das credibilidades implícita e Focus em relação à credibilidade dos consumidores.

Por fim, este artigo buscou enfatizar a importância de se estimar, de analisar e de se manter em elevados níveis a credibilidade da autoridade monetária na condução de suas responsabilidades. Como Bernanke (2003), enfatiza: *“Certainly, in general, the greater the inherited credibility of the central bank, the less restrictive need be the guidelines, targets, or the like that form the central bank's communication strategy. But credibility is not a permanent characteristic of a central bank; it must be continuously earned.”*

Reação do Mercado Acionário às Medidas de Política Monetária: Um Estudo de Eventos do Caso Brasileiro

4.1 Introdução

As decisões de política monetária afetam de maneira significativa o mercado acionário, levando os participantes de mercado a acompanhar e analisar cuidadosamente as atuações dos Bancos Centrais.

Estas decisões e seus efeitos nos mercados de juros, de moedas e de ações têm sido extensamente examinados. Isto tem fornecido considerável conhecimento da dinâmica e conexão entre os eventos de política monetária e o processo de precificação dos ativos e, portanto, beneficiando o entendimento do mecanismo de transmissão da política monetária. Um exemplo deste melhor entendimento é a descoberta na literatura existente que o retorno e volatilidade dos ativos respondem somente ao componente surpresa dos anúncios de política monetária (Bomfim, 2003; Bernanke & Kuttner, 2005). Outro exemplo é o efeito extremamente heterogêneo da política monetária nas ações individuais (Ehrmann & Fratzscher, 2004; Maio, 2014).

Os efeitos das mudanças na política monetária são transmitidos para o mercado acionário por meio de mudanças no valor das carteiras dos investidores - o efeito riqueza - e por mudanças no custo de capital, gerando impactos nos planos de investimentos das empresas e no consumo das famílias. Por estas razões, é útil obter estimativas quantitativas da relação entre mudanças na política monetária e os preços das ações.

Baseado no artigo de Bernanke & Kuttner (2005), este artigo é um estudo empírico da relação entre a política monetária, implementada pelo Banco Central do Brasil – BCB, e um dos mais importantes mercados financeiros, o mercado de ações. Este mercado, muitas vezes ignorado em estudos, é quantitativamente o mais importante canal da política monetária no curto prazo (Craine & Martin, 2003), não podendo ser menosprezado, a despeito do mercado brasileiro de ações não possuir a mesma importância relativa que o norte-americano.

Nesta linha de pesquisa aplicada ao mercado brasileiro, destaque para Gonçalves & Eid (2011) e De Oliveira & Ramos (2011), que utilizam, respectivamente, as informações contidas nos mercados futuros de DI-1 dia e nos consensos publicados no jornal “Valor Econômico”, para estimar o componente de surpresa nas ações de política monetária.

Este trabalho contribui para a literatura existente de cinco formas. Primeiro, se estima e analisa a relação entre política monetária e o mercado de ações brasileiro utilizando duas medidas de expectativa relacionadas ao mercado futuro de taxas de juros (DI-1dia) e outras três medidas relacionadas às pesquisas de mercado. Buscou-se sintetizar essas expectativas em somente uma, através da redução de dimensionalidade por meio da Análise de Componentes Principais.

Segundo, estima-se o impacto da política monetária considerando os retornos dos ativos individuais ajustados ao risco de mercado, ou seja, utilizam-se os retornos anormais dos ativos para se medir a resposta individual de cada ativo.

Terceiro, além de se estimar os impactos da política monetária nos retornos do índice de mercado e das ações individualmente, investiga-se a identificação de efeitos específicos da política monetária nos diferentes setores econômicos.

Quarto, buscando explicar as mudanças não esperadas de política monetária, estima-se o impacto nas surpresas da taxa de juros Selic, de variações não esperadas em índices macroeconômicos relacionados à atividade econômica, à inflação e ao nível de emprego.

Quinto, estima-se o impacto da política monetária na taxa de juros de curto prazo através de um modelo parcimonioso, altamente replicável e gerador de estimativas suaves e abrangentes de curva de juros - visando relacionar o efeito do *timing* na relação entre esta política e o mercado de ações.

Os resultados fornecem evidências de que a política monetária possui um efeito significativo no mercado acionário, porém, é responsável somente por uma pequena parte da variação deste mercado. Além disso, o evento de reversão na direção da política monetária tende a potencializar a resposta deste mercado. A análise no nível setorial indica que o setor de consumo cíclico é o mais afetado por esta política, enquanto os setores de utilidade pública e de petróleo, gás e biocombustíveis não são afetados significativamente, o que está de acordo com a experiência internacional. Os ativos individuais respondem de forma bastante heterogênea à política monetária, porém, ao se utilizar os retornos anormais destes

ativos, identificou-se uma redução na intensidade e no número de empresas impactadas pela política monetária. Por último, a surpresa monetária é explicada por variações não esperadas da taxa de desemprego, do índice de produção industrial e do IPCA, sendo Granger causada por variações não esperadas do índice de produção industrial, indicando a importância desta variável para a previsão da política monetária.

O restante do artigo está organizado a seguir. A próxima seção apresenta um resumo da literatura relevante. A seção 4.3 descreve a metodologia utilizada para analisar os efeitos dos anúncios do BCB nos retornos do índice Bovespa, dos setores econômicos e das ações individuais. A seção 4.4 descreve os dados e variáveis utilizadas. A seção 4.5 apresenta os resultados empíricos e, por fim, a seção 4.6 destaca as conclusões deste estudo.

4.2 Resumo da Literatura Relevante

A relação entre política monetária e o preço das ações tem sido bastante estudada pelos economistas na última década. Ao mesmo tempo, tem se provado bastante desafiador identificar de forma correta as ações desta política, devido a questões de endogeneidade entre o mercado acionário e a política monetária. Grande progresso tem sido feito a respeito desta relação.

Na literatura sobre canal de crédito da transmissão da política monetária, Bernanke & Blinder (1992) mostram que a política monetária possui um impacto maior nas empresas com maior dependência do setor bancário, envolvendo questões sobre assimetria de informação e tamanho das empresas. Nesta linha, Thorbecke (1997) trabalha com um modelo VAR no período 1953-1990 e relata que a resposta do mercado acionário americano, a choques na taxa dos *Federal funds*, difere significativamente entre indústrias e que este efeito é maior para as empresas de menor porte, que geralmente possuem maior restrição ao acesso de crédito.

Krueger & Kuttner (1996) buscam responder se os contratos futuros de *Fed funds* são bons previsores de mudanças na taxa dos *Federal funds*. Utilizando estes contratos, estimam a taxa dos *Fed funds* um e dois meses à frente, testando a eficiência das previsões, considerando as propriedades das expectativas racionais. Concluem que o mercado incorpora de forma eficiente todas as informações

públicas disponíveis e que podem auxiliar na previsão de mudanças nas taxas dos *Fed funds*.

Jensen et al. (1996) analisam os retornos esperados de ações e títulos de renda fixa entre 1954 e 1992 no mercado norte-americano e encontram que mudanças na condução da política monetária aumentam a variação explicada nas séries temporais do retorno em excesso das ações.

Rigobon & Sack (2004) desenvolveram uma metodologia para explorar a heteroscedasticidade presente nos mercados financeiros para identificar choques de política monetária, enquanto Kuttner (2001) e Bernanke & Kuttner (2005) identificaram choques de política monetária através de uma medida de expectativa de mercado obtida dos contratos futuros dos *Federal funds*. Ehrmann & Fratzscher (2004) empregam metodologia similar a Bernanke & Kuttner (2005) sendo os choques obtidos por meio de pesquisa aos participantes de mercado.

Vale ressaltar que Kuttner (2001), utilizando o mercado futuro de *Fed funds*, mostrou que logo após o anúncio de mudança da meta dos *Fed funds*, o mercado reage não ao anúncio em si, mas majoritariamente ao componente não esperado desta mudança, ainda não precificado no mercado. Assim como Bernanke & Kuttner (2005), Craine & Martin (2003) e Bomfim (2003) utilizam a metodologia proposta por Kuttner (2001) para extrair o componente não esperado de mudança da política monetária nos *Fed funds*.

Craine & Martin (2003) estimam o impacto de surpresas de política monetária nas taxas dos títulos de renda fixa e nos retornos das ações. Entre os resultados, tem-se que a curva de juros responde com um aumento das taxas de curto prazo e manutenção nas taxas longas. A resposta no mercado de ações, e o efeito riqueza, são mais fortes que no mercado de títulos. Já Bomfim (2003) enfatiza o referido impacto na volatilidade dos retornos acionários. O componente de surpresa nessas decisões tende a aumentar de forma significativa a volatilidade do mercado acionário no curto prazo, tendo as surpresas positivas maior efeito na volatilidade que as surpresas negativas.

Mais recentemente, alguns autores analisaram a relação política monetária e mercado acionário utilizando a metodologia de Estudo de Eventos com dados de alta-frequência intradiários. Chuliá et al. (2010) estudam os efeitos dos anúncios

do FOMC²⁶, relativos às decisões de mudança na taxa meta dos *Federal funds*, nos retornos, volatilidades e correlações intradiárias de diversas ações. Para todas as três características, o mercado acionário responde de forma diferente às surpresas monetárias positivas e negativas. Primeiro, a média das respostas às surpresas positivas é maior. Segundo, em caso de más novidades, a mera ocorrência da surpresa já é mais importante, enquanto para boas novidades sua magnitude é mais importante. Rosa (2011b) investiga os efeitos nos índices de ações e de volatilidade do mercado norte-americano, utilizando duas *proxies* para os choques de política monetária: o componente surpresa da mudança na taxa e a surpresa no comunicado do *Federal Reserve* - FED, que captura revisões acerca de futuras decisões na citada política. Entre os resultados encontrados, tanto o componente de surpresa monetária quanto os comunicados oficiais possuem significância estatística e efeitos econômicos relevantes no índice acionário analisado.

Assim como Ehrmann & Fratzscher (2004), Maio (2014) busca explicar os motivos dos efeitos diferenciados da política monetária no preço das ações individuais, analisando os efeitos nos retornos *cross-section* das ações. Este autor, revisitando Fama & French (1992) e utilizando diferentes classificações de carteira, encontra que o impacto da mudança mensal da taxa dos *Fed funds* é maior nos retornos de ações com maiores restrições financeiras vis-à-vis os retornos de ações com posição financeira mais favorável.

No mercado brasileiro, destaque para os trabalhos de Gonçalves & Eid (2011) e De Oliveira & Da Costa (2013) que estimam o impacto da surpresa na mudança da taxa Selic no mercado acionário brasileiro. O primeiro autor utiliza os contratos futuros de DI-1 dia em suas estimações e constatou que o mercado acionário reage fracamente às variações diretas na meta da taxa básica de juro, entretanto, verificou-se uma resposta significativa e robusta às variações não previstas. Além disto, das 57 ações analisadas, 41 delas responderam significativamente à surpresa na variação da meta da taxa básica de juro. De Oliveira & Da Costa (2013) utilizam consenso de participantes do mercado publicados no jornal “Valor Econômico” para estimar a medida de surpresa na taxa Selic. Entre seus resultados, não encontram nenhuma assimetria relevante

²⁶ O *Federal Open Market Committee* – FOMC é o comitê do banco central norte-americano responsável pelo estabelecimento da taxa básica de juros da economia, entre outros assuntos.

para a resposta do Ibovespa para choques não esperados positivos ou negativos da taxa Selic e que cada 1% de surpresa positiva da taxa Selic impacta negativamente o mercado acionário em torno de 3%.

4.3 Metodologia

A metodologia empírica utilizada neste artigo é a análise de Estudo de Eventos. O trabalho analisa o efeito dos componentes esperados e não esperados (surpresa) nas decisões de política monetária nos retornos do índice Bovespa - Ibovespa e de trinta e cinco ações de diferentes empresas no dia posterior ao anúncio da nova taxa Selic meta.

Utilizando dados do mercado financeiro, um Estudo de Eventos mede o impacto de um evento específico no valor de uma empresa. Em pesquisas na área de finanças, o Estudo de Eventos tem sido aplicado a uma variedade de eventos econômicos ou específicos de uma empresa. Alguns exemplos incluem operações de fusão e aquisição, anúncios de resultados corporativos, emissão de novas ações ou dívidas e o anúncio de variáveis macroeconômicas (MacKinlay, 1997).

Além disto, o Estudo de Evento vem sendo largamente utilizado na identificação dos choques de política monetária e, em grande parte, utiliza dados diários para analisar como o mercado acionário reage à política monetária. Cook & Hahn (1989) publicaram artigo seminal onde empregam esta metodologia para testar como as mudanças nos *Federal funds* afetam o preço de ativos durante o período 1974-1979.

Neste arcabouço metodológico, buscou-se utilizar os principais indicadores utilizados pelos participantes de mercado para se medir expectativas de mudança na taxa Selic. Entre as pesquisas de mercado, selecionou-se as pesquisas Focus, Focus Top 5 e Bloomberg. Já entre dados de mercado, utilizou-se os contratos futuros de DI-1 dia considerando duas métricas: (i) o primeiro contrato futuro que vence logo após a data de implantação da nova taxa Selic e (ii) o contrato mais líquido entre os três primeiros vencimentos.

As estimações efetuadas adiante foram efetuadas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários calculados utilizando estimativas consistentes com a correlação serial e a heteroscedasticidade dos erros padrões, pelo método proposto por Newey-West (1987).

4.3.1 Estimação das Mudanças Esperadas e Surpresas

Para as pesquisas de mercado, tem-se que a estimação do componente de mudança esperada e de surpresa são definidos, respectivamente, pelas equações (4.1) e (4.2):

$$\Delta r^{e,p} = r^{e,p} - r \quad (4.1)$$

Onde: $\Delta r^{e,p}$ e $r^{e,p}$ são, respectivamente, a expectativa de mudança na meta da taxa Selic e a expectativa da meta da taxa Selic, conforme a pesquisa de mercado em sua última publicação anterior ao Copom e r é a meta da taxa Selic anunciada na reunião do COPOM.

$$\Delta r^{s,p} = \Delta r - \Delta r^{e,p} \quad (4.2)$$

Onde: $\Delta r^{s,p}$ é o componente de mudança surpresa (não esperado) na pesquisa de mercado; Δr é a mudança da meta da taxa Selic anunciada na reunião do COPOM e $\Delta r^{e,p}$ é a expectativa de mudança na meta da taxa Selic conforme a pesquisa de mercado, em sua última publicação anterior ao Copom.

Nas eqs. (4.1) e (4.2) o índice p pode assumir três denominações: “focus” para representar valores da Pesquisa Focus; “top5” para designar valores da Pesquisa Focus-Top 5 e “blb” para designar valores da Pesquisa Bloomberg.

Para as expectativas extraídas a partir dos contratos futuros de DI-1 dia, o componente de mudança surpresa foi definido seguindo a metodologia em Kuttner (2001) e em Bernanke & Kuttner (2005). De Oliveira & Ramos (2011) adaptaram-na para o mercado futuros de juros brasileiro, desenvolvendo dois tipos de surpresa monetária. A primeira, que denominaram como S_1 , representa a diferença entre o que o mercado esperava e o que realmente aconteceu após cada anúncio do Copom. A segunda, denominada S_2 , representa o quanto o mercado reviu sua expectativa presente para a meta da taxa Selic na próxima reunião do Copom, após tomar conhecimento da decisão da reunião recentemente acontecida.

$$\Delta r^{s,f}_{\text{fech}} = \frac{(1 + \text{DIF1 fech dia Copom})^{d_1/252}}{(1 + \text{CDI})^{1/252}} \quad (4.3)$$

$$\Delta r^{s,f}_{\text{abert}} = (1 + \text{DIF1 abert dia após Copom})^{(d_1-1)/252} \quad (4.4)$$

$$\Delta r^{s,f} = \frac{\left[\left(\frac{\Delta r^{i,m}_{\text{abert}}}{\Delta r^{i,m}_{\text{fech}}} \right)^{252/(d_1-1)} - 1 \right]}{\text{Média} \left(\frac{\text{CDI}}{\text{Meta Selic}} \right)} \quad (4.5)$$

$$\Delta r^{e,f} = r - r^{s,f} \quad (4.6)$$

Onde:

DIF1 fech dia Copom: é a média da última meia hora de negociação da taxa do contrato DI futuro de menor prazo no dia em que será anunciada a decisão da reunião do Copom no mês corrente;

DIF1 abert dia Copom: é a taxa determinada no leilão de abertura da negociação do contrato DI futuro de menor prazo no dia imediatamente posterior ao anúncio da decisão da reunião do Copom no mês corrente;

d_1 : dias úteis do Copom até o vencimento do contrato DI futuro de menor prazo;

Média($\frac{CDI}{\text{Meta Selic}}$): é a média móvel de 22 dias úteis do quociente entre a taxa diária efetiva do CDI e a meta da taxa Selic.

r : é a meta da taxa Selic anunciada no COPOM;

$\Delta r^{s,f}$: é o componente de mudança surpresa (não esperado), calculado a partir dos contratos de DI futuro;

$\Delta r^{e,f}$: é o componente de mudança esperado, calculado a partir dos contratos de DI futuros.

Nas eqs. (4.3) a (4.6) o índice f pode assumir duas denominações: $f+rec$ (logo, tem-se $\Delta r^{s,f+rec}$) para designar o contrato DI futuro de menor prazo no dia em que será anunciada a decisão da reunião do Copom, ou $f+liq$ (e tem-se $\Delta r^{s,f+liq}$) para designar o contrato mais negociado entre os três de menor prazo no mesmo dia de referência.

Neste trabalho tem-se duas medidas de surpresas baseadas nos contratos futuros, $\Delta r^{s,f+rec}$ e $\Delta r^{s,f+liq}$. Abaixo, $\Delta r^{s,f+rec}$ foi desenvolvida como tendo a mesma definição e estimação do S_1 em De Oliveira & Ramos (2011). Já $\Delta r^{s,f+liq}$ possui uma definição diferente de S_2 , sendo estimado do mesmo forma que $\Delta r^{s,f+rec}$ e se diferenciando na medida em que o contrato mais recente pode ser substituído pelos dois vincendos a seguir, sendo escolhido o contrato com maior volume de negociação nos últimos 21 dias úteis antes da data da reunião do Copom.

A utilização de $\Delta r^{s,f+liq}$ foi motivada pela conversa com participantes do mercado de juros futuros, que informaram ser prática usual a montagem de estratégias de aposta para a reunião do Copom considerando os contratos mais

líquidos na parte curta da curva de juros e, não necessariamente, o contrato com o primeiro vencimento. De certa forma, esta estratégia vai de encontro com uma característica do mercado de juros futuros, que é a maior liquidez dos contratos que vencem no início de cada trimestre (janeiro, abril, julho e outubro), os chamados “cabeça de trimestre”. Ao mesmo tempo, utilizando os contratos mais líquidos, os participantes podem montar posições com maior facilidade, com menores custos de transação e não se preocuparem por pressões de liquidação de posição devido a vencimentos dos contratos muito curtos, vencendo logo após a reunião do Copom. A metodologia aqui adotada, de se escolher o contrato mais líquido entre os três primeiros vencimentos, minimiza a possibilidade dos participantes ficarem expostos a oscilações na curva de juros e possui como pressuposto que os participantes montam suas posições pensando em ganhos advindos da surpresa da próxima reunião do Copom, sem se preocuparem com revisões de expectativa geradas pela surpresa desta reunião.

A série histórica dos choques $\Delta r^{s,f+rec}$ foi formada por contratos futuros com uma média de 11 dias úteis para o vencimento, enquanto $\Delta r^{s,f+liq}$ possuem um prazo médio de 32 dias úteis. Dentre os 90 contratos futuros utilizados na primeira série, 55 foram substituídos devido ao critério de maior liquidez e outros 35 foram mantidos na formação da segunda série de surpresa monetária.

4.3.2 Estimação da Resposta do Mercado de Ações

Inicialmente testou-se a reação sobre um índice agregado de ações, o Ibovespa, em relação a mudanças ocorridas na taxa Selic. A hipótese a ser testada (Hipótese Nula) é que $\beta = 0$, ou seja, que as variações ocorridas na taxa Selic não possuem impacto no Ibovespa.

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta \Delta r_t + e_t \quad (4.7)$$

Onde: $r_{ibov,t}$ é o retorno diário do Ibovespa entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior; Δr_t é a mudança ocorrida na taxa Selic, definida da reunião do Copom; e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Em um segundo momento, houve a decomposição da mudança ocorrida na taxa Selic em um componente esperado e outro componente surpresa.

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + e_t \quad (4.8)$$

Onde: $r_{ibov,t}$ é o retorno diário do Ibovespa entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior; $\Delta r_t^{e,n}$ e $\Delta r_t^{s,n}$ são, respectivamente, a mudança esperada e a mudança surpresa na taxa Selic, dadas por uma das seis expectativa definidas ($n=\text{focus, top5, blb, f+rec, f+liq ou pc1}^{27}$); e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

4.3.2.1 Retornos Normais

Buscando individualizar a resposta do mercado acionário às mudanças esperada e surpresa da taxa Selic, estimou-se a resposta para o retorno diário das trinta e cinco ações selecionadas neste trabalho, e também, para os nove setores econômicos nas quais estão classificadas.

Os retornos diários de cada um dos nove setores econômicos foram estimados pela média simples dos retornos das ações que compõem o setor, assim como em Fama & French (1988). Dessa forma, tem-se a eq. (4.9):

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + e_t \quad (4.9)$$

Onde: $r_{i,t}$ é o retorno diário da ação/setor i entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior e demais variáveis seguem a definição da eq. (4.8).

4.3.2.2 Retornos Anormais

Bernanke & Kuttner (2005), na primeira seção do artigo, utilizam os retornos de um índice agregado de ações (*CRSP*) e de setores econômicos seguindo a metodologia de Fama & French (1988). Em nenhum momento, nesta seção, trabalharam com os retornos anormais dos ativos. Muito provavelmente porque, na segunda seção do artigo, ao buscar explicar a reação do mercado acionário aos choques monetários, os autores decompõem o retorno em excesso esperado das ações em componentes relacionados a taxa de juros reais, aos dividendos e ao retorno em excesso futuro ao utilizar metodologia de vetor auto-regressivo proposto por Campbell (1990) e Campbell & Ammer (1993).

Dessa forma, considerando a inexistência de *equity premium puzzle* no mercado acionário brasileiro (Issler & Piqueira, 2000; Sampaio & Bonomo, 2002) e não buscando qualquer decomposição de retornos em excesso neste mercado,

²⁷ Pc1 é a expectativa formada a partir da técnica de Análise de Componentes Principais, descrita na seção 4.4 e no Apêndice 6.5.

estimou-se neste trabalho a resposta das ações considerando os retornos anormais das ações selecionadas, e também, para os setores econômicos em que estão classificadas.

Campbell et al. (1997) sintetizam grande parte dos procedimentos adotados pelos trabalhos até então desenvolvidos e descrevem as principais etapas para a operacionalização de um Estudo de Eventos.

Esta subseção não irá detalhar todas as etapas deste processo, mas somente os mais importantes para o entendimento do cálculo do retorno anormal. A terceira etapa no processo proposto por Campbell et al. (1997) é a definição do modelo e do cálculo dos retornos normais e anormais para todos os ativos da amostra. Esta etapa é seguida pela estimação do modelo dentro de uma janela temporal. Para cada ativo i , o retorno observado no tempo t é dado por:

$$r_{i,t} = E(r_{i,t}|x_t) + ra_{i,t} \quad (4.10)$$

Onde: $E(r_{i,t}|x_t)$ é o valor esperado do retorno normal $r_{i,t}$, condicionado ao conjunto de informações x disponíveis no tempo t ; e $ra_{i,t}$ é o componente anormal ou inesperado do retorno do ativo i .

$$ra_{i,t} = r_{i,t} - E(r_{i,t}|x_t) \quad (4.11)$$

Dessa forma, como apresentado na eq. (4.11), $ra_{i,t}$ é a diferença entre o retorno observado e o retorno normal esperado.

Logo, como observado por Kothari & Warner (2007), o retorno anormal pode ser entendido como uma medida direta da variação de riqueza do proprietário do ativo devido à ocorrência do evento. Porém, antes de calcular o retorno anormal, é necessário especificar um modelo e calcular os retornos normais esperados.

Grande parte dos trabalhos em finanças utilizam o modelo estatístico de mercado, o modelo de três fatores de Fama & French (1992) ou os modelos econômicos *Capital Asset Pricing Model* - CAPM de Sharpe (1964) e Lintner (1965) e *Arbitrage Pricing Model* – APT de Ross (1976).

Campbell et al. (1997) analisam os prós e contras da utilização de diversos modelos no cálculo do retorno normal de um ativo. Segundo os autores, na prática, os ganhos gerados pela utilização dos modelos multifatores em estudos de eventos são limitados. O CAPM foi largamente utilizado nos anos de 1970, porém, atualmente há dúvidas acerca da validade das restrições impostas por este

modelo. Ao mesmo tempo, parece não haver boas razões para se utilizar um modelo econômico em detrimento de um modelo estatístico na implementação de Estudos de Eventos.

Desta forma, calcularam-se os retornos normais esperados na eq. (4.11) pela estimação do modelo estatístico de mercado. Este modelo relaciona o retorno de um ativo ao retorno da carteira de mercado. Para cada ativo i , temos:

$$E(r_{i,t}|x_t) = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + e_{i,t} \quad (4.12)$$

sendo $E[e_{i,t}] = 0$ e $Var[e_{i,t}] = \sigma_{e_i}^2$

Onde: $E(r_{i,t}|x_t)$ é o valor estimado do retorno normal $r_{i,t}$, condicionado ao conjunto de informações x disponíveis no tempo t ; $r_{m,t}$ é os retorno da carteira de mercado no período t ; $e_{i,t}$ é um termo de erro com média zero e α_i , β_i e $\sigma_{e_i}^2$ são os parâmetros do modelo de mercado.

Os parâmetros do modelo de mercado foram obtidos com o retorno de cada ação e o Ibovespa, que representa a carteira de mercado neste caso. Além disso, utilizou-se uma janela de estimação de 126 dias de negociação, terminando 10 dias antes do anúncio da nova taxa Selic.

Dessa forma, tem-se que:

$$ra_{i,t} = \alpha' + \beta_e' \Delta r_t^{e,n} + \beta_s' \Delta r_t^{s,n} + e_t' \quad (4.13)$$

Onde: $ra_{i,t}$ é o retorno anormal diário da ação/setor i entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior; $\Delta r_t^{e,n}$ e $\Delta r_t^{s,n}$ são, respectivamente, a mudança esperada e a mudança surpresa na taxa Selic, dadas por uma das 6 expectativas definidas (n =focus, top5, blb, f+rec, f+liq ou pc₁) e e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

4.3.3 Assimetria

Uma reação assimétrica do mercado acionário à política monetária pode ser definida como a possibilidade desta reação depender da direção da ação da autoridade monetária.

O efeito assimétrico positivo ocorre quando $\Delta r^s > 0$. Isto ocorre em um cenário de BC mais *Hawkish*, no qual o BC é interpretado como muito combatente e rigoroso em relação às pressões inflacionárias e onde o BC aumenta (reduz) a taxa Selic mais (menos) que o esperado pelo mercado. Já em um cenário de um banco central *Dovish*, em que os participantes entendem que o BC é mais

leniente com a inflação, a autoridade monetária reduz (aumenta) a taxa Selic mais (menos) que o esperado, ocorrendo um efeito assimétrico negativo, ou seja $\Delta r^s < 0$.

Estimou-se quatro possíveis tipos de *dummies* de assimetria, sendo iguais a um quando ocorrem e iguais a zero, caso contrário:

(i) para surpresa positiva;

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + \beta_{sp} \Delta r_t^{sp,n} + e_t \quad (4.14)$$

(ii) para surpresa negativa;

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + \beta_{sn} \Delta r_t^{sn,n} + e_t \quad (4.15)$$

(iii) para mudanças positiva, negativa ou manutenção da taxa Selic;

$$r_{ibov,t} = \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + \beta_{elev} \Delta r_t^{elev} + \beta_{manut} \Delta r_t^{manut} + \beta_{redu} \Delta r_t^{redu} + e_t \quad (4.16)$$

(iv) reversão²⁸ na mudança da taxa Selic.

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^{e,n} + \beta_s \Delta r_t^{s,n} + \beta_{rev} \Delta r_t^{rev} + e_t \quad (4.17)$$

Onde: $r_{ibov,t}$ é o retorno diário do Ibovespa entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior; $\Delta r_t^{e,n}$ e $\Delta r_t^{s,n}$ são, respectivamente, a mudança esperada e a mudança surpresa na taxa Selic, dadas por uma das 6 expectativa definidas (n=focus, top5, blb, f+rec, f+liq ou pc1); $\Delta r_t^{sp,n}$ e $\Delta r_t^{sn,n}$ são, respectivamente, as *dummies* de surpresa positiva e negativa, dadas por uma das 6 expectativa definidas (n=focus, top5, blb, f+rec, f+liq ou pc1); Δr_t^{elev} , Δr_t^{redu} e Δr_t^{manut} são, respectivamente, as *dummies* de elevação, redução e manutenção da taxa Selic; Δr_t^{rev} é a *dummy* de reversão na direção da taxa Selic; e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

4.3.4 Ortogonalidade e Robustez das Estimações

Como notado por Bernanke & Kuttner (2005) uma razão para a violação do pressuposto que os erros das equações estimadas sejam ortogonais às mudanças nas taxas de juros é a resposta contemporânea da política monetária a oscilações no mercado acionário. Assim como os autores e De Oliveira & Da

²⁸ Reversão indica mudança ocorrida na direção da taxa Selic entre uma reunião do Copom e a anterior.

Costa (2013) argumentam, não há claras evidências de que quedas no mercado acionário norte-americano ou brasileiro possam levar seus respectivos bancos centrais a reduzirem suas taxas de juros básicas.

Na análise da robustez dos resultados encontrados, visando verificar a magnitude, significância e sinais dos efeitos estimados no mercado acionário, adotamos dois procedimentos. Primeiro, substitui-se o Ibovespa por outro índice amplo de mercado, o IBrX²⁹.

O segundo procedimento reside na análise da sensibilidade dos resultados a potenciais *outliers*. Cabe aqui uma ressalva. Como se tem uma base de eventos bastante restrita, contando somente com noventa eventos para análise, buscou-se restringir ao máximo possível a identificação de um evento como sendo um *outlier*. Dessa forma, para que seja classificado como *outlier*, o evento necessitou ser classificado como tal, simultaneamente, por três medidas de influência estatística³⁰: RStudent, DFFITS e CovRatio.

A medida RStudent³¹ é formada a partir dos resíduos padronizados; i.e. o resíduo da equação estimada para uma determinada observação i dividido pela estimativa de seu desvio-padrão:

$$\bar{e}_i = \frac{e_i}{s(i)\sqrt{1-h_i}} \quad (4.18)$$

Onde: \bar{e}_i é o resíduo original para a observação i ; $s(i)$ é a variância dos resíduos, caso a observação i não fosse incluída na estimação; h_i é o i -ésimo elemento diagonal da matriz $x_i(X'X)^{-1}x_i$.

A medida DFFITS é a diferença ajustada dos valores estimados para a observação na equação original e na equação estimada sem a observação, onde o ajuste é efetuado pela divisão da diferença pelo desvio padrão estimado:

$$DFFITS_i = \left(\frac{h_i}{1-h_i} \right)^{1/2} \frac{e_i}{s(i)\sqrt{1-h_i}} \quad (4.19)$$

²⁹ O IBrX - Índice Brasil é um índice de preços que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BOVESPA, em termos de número de negócios e volume financeiro. Essas ações são ponderadas na carteira do índice pelo seu respectivo número de ações disponíveis à negociação no mercado. Fonte: BM&FBovespa.

³⁰ Influência estatística são métodos de se identificar possíveis *outliers*. São estatísticas que buscam medir a diferença nos resultados de uma regressão devido a uma única observação, ou em outras palavras, quanto uma observação é diferente das demais na amostra utilizada em uma estimação.

³¹ A medida Rstudent é numericamente idêntica a estatística t que resulta em incluir uma variável dummy na equação original, sendo 1 para a observação i e zero caso contrário. Isto pode ser interpretado como um teste de significância para a observação.

Por fim, a medida CovRatio é a razão do determinante da matriz de covariância dos coeficientes da equação original pelo determinante da matriz de covariância da equação estimada sem a observação (Eviews 8 User's Guide).

4.3.5 Efeito *Timing* versus Efeito Permanente

Analisando o impacto de mudanças não esperadas da taxa Selic no Ibovespa, se percebe que esta resposta não é uniforme nos eventos ocorridos (ver gráficos do Apêndice 6.7). Uma explicação para isto é o diferente impacto das mudanças surpresa da taxa de juros básica nas taxas de juros de curto prazo. Muitas surpresas no período analisado podem ser interpretadas como um adiantamento ou uma postergação de uma provável mudança na política monetária, enquanto outras foram vistas como alterações da expectativa do caminho da taxa Selic para os meses seguintes. Mudanças com um efeito mais duradouro nas expectativas tendem a ter um efeito maior nos preços das ações do que aquelas que alteram somente o *timing* das ações de política monetária (Bernanke & Kuttner, 2005).

Uma forma de se estimar o impacto de surpresas monetárias na expectativa das taxas dos juros de curto prazo é examinando a relação entre as mudanças na taxa de curto prazo e as mudanças não esperadas da Taxa Selic, como se tem na eq. (4.20). A eq. (4.21) também analisa o impacto da surpresa quando ocorre a manutenção da taxa Selic e a eq. (4.22) analisa o impacto da reversão da política monetária nas taxas de juros de curto prazo.

Como taxa de juros de curto prazo, escolheu-se o vértice de 63 dias úteis na curva de juros futuros de DI-1 dia, sendo sua diferença calculada entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior, ou seja, o mesmo período utilizado para se calcular as surpresas monetárias.

$$\Delta r_{63du,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^e + \beta_s \Delta r_t^s + e_t \quad (4.20)$$

$$\Delta r_{63du,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^e + \beta_s \Delta r_t^s + \beta_m \Delta r_t^{ms} \Delta r_t^{manut} + e_t \quad (4.21)$$

$$\Delta r_{63du,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^e + \beta_s \Delta r_t^s + \beta_r \Delta r_t^{rev} + e_t \quad (4.22)$$

Onde: $\Delta r_{63du,t}$ é a diferença da taxa de juros de 63 dias úteis (d.u.) entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o dia anterior; Δr_t^e e Δr_t^s são, respectivamente a mudança esperada e surpresa na taxa Selic, dadas pela expectativa estimada nos contratos futuros de DI mais recentes (f+rec) ;

$\Delta r_t^{ms*manut}$ é o produto das *dummies* de mudanças surpresa (*ms*) e de manutenção da taxa Selic (*manut*); Δr_t^{rev} são reversões ocorridas na direção da taxa Selic; e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Para se capturar as taxas de juros dos vértices de 63 d.u., utilizou-se o modelo paramétrico de Svensson (1994)³², estimando 180 curvas de juros por meio dos contratos futuros de DI-1 dia negociados, respectivamente, no último dia da reunião do Copom e no primeiro dia de vigência da nova taxa Selic.

Já o efeito da surpresa do *timing* no Ibovespa foi estimado como a diferença entre a mudança na taxa de juros de 63 dias úteis e a surpresa de mudanças da taxa Selic, de acordo com a eq. (4.23).

$$\Delta r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^e + \beta_s \Delta r_t^s + \beta_p \Delta r_t^{prov} + e_t \quad (4.23)$$

Onde: $r_{ibov,t}$ é o retorno diário do Ibovespa entre o primeiro dia de vigência da nova taxa Selic e o último dia da reunião do Copom; Δr_t^e e Δr_t^s são, respectivamente, a mudança esperada e surpresa na taxa Selic, dadas pela expectativa estimada nos contratos futuros de DI mais recentes (f+rec); Δr_t^{prov} é o efeito provisório da surpresa; e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

4.3.6 Surpresas Macroeconômicas nas Mudanças Surpresas da Meta Selic

Neste tópico buscou-se testar a hipótese das mudanças surpresa na taxa Selic responderem, de forma sistemática, a choques não antecipados de variáveis macroeconômicas relevantes. Entre essas variáveis, selecionou-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, o Índice Geral de Preços do Mercado - IGP-M, o índice de produção industrial (base mensal), as vendas a varejo e a taxa de desemprego mensal do IBGE. O componente esperado para cada índice é a mediana das expectativas dos participantes da pesquisa divulgada pela Bloomberg, enquanto o componente de surpresa foi calculado como a diferença entre o valor divulgado e esta mediana.

Em cada data de evento (reuniões do Copom) selecionou-se a última estatística divulgada sobre o índice e calculou-se seu componente surpresa. Por exemplo, para a reunião do Copom de 2/set./15, foram utilizados o IPCA e o IGP-M divulgados, respectivamente, em 7/ago./15 e 28/ago./15.

³² Para maiores detalhes, favor consultar o Apêndice 6.3.

Desta forma, tem-se:

$$\Delta r_t^{s,n} = \alpha + \beta_1 \Delta ipca_t^s + \beta_2 \Delta igpm_t^s + \beta_3 \Delta vv_t^s + \beta_4 \Delta des_t^s + \beta_5 \Delta pi_t^s + e_t \quad (4.24)$$

Onde: $\Delta r_t^{s,n}$ é a mudança surpresa na taxa Selic, dada por uma das seis expectativas definidas ($n = \text{focus, top5, blb, f+rec, f+liq ou pc}_1$); $\Delta ipca_t^s$, $\Delta igpm_t^s$, Δvv_t^s , Δdes_t^s , Δpi_t^s são as variações não esperadas, respectivamente, do IPCA, IGP-M, vendas a varejo, taxa de desemprego e produção industrial e e_t é o erro de estimação sendo $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Buscando determinar a importância e utilidade informacional dos choques das séries econômicas para a previsão de choques monetários, implementou-se, também, o teste de Causalidade de Granger³³ (Granger, 1969).

4.4 Amostra e Tratamento da Base de Dados

O estudo utiliza uma base de dados bastante diversificada, com dados diários e mensais, tendo como fonte o sistema de informação Bloomberg, o Banco Central do Brasil e a BM&FBovespa. Ela cobre o período compreendido entre 19/jan/2005 a 02/set/2015, no qual houve noventa reuniões do Copom e sem a ocorrência de decisões extraordinárias.

Muitas cotações dos ativos individuais não foram observadas em todo o período amostral. O processo de seleção das ações ocorreu seguindo os procedimentos: (i) inicialmente selecionou-se no site da BM&FBovespa as ações elegíveis para negociação no mês de jun./2015, encontrando 605 ações nesta condição; (ii) buscou-se na Bloomberg as cotações diárias destas ações, ajustadas para eventos corporativos, entre 01/jul./2004³⁴ e 05/set./2015; (iii) selecionou-se as ações com negociação em todos os dias, reduzindo a amostra para 41 ações; (iv) no caso de empresas que possuíam histórico com mais de um tipo de ação (ordinárias e preferenciais), excluiu-se as ações com menor liquidez no período e finalizou-se o processo com trinta e cinco ações selecionadas, de diferentes empresas, classificadas em nove setores econômicos de acordo com critério definido pela BM&FBovespa. O Apêndice 6.4 relaciona os setores econômicos, as empresas e seus códigos de negociação.

³³ Uma série temporal x Granger-*causa* outra série temporal y caso se possa mostrar que os valores de x fornecem informação estatisticamente significativa de valores futuros de y .

³⁴ A data inicial de coleta de ações visou ter-se seis meses de histórico de retornos antes da primeira reunião do Copom, para viabilizar a estimação do modelo de mercado e dos retornos anormais das ações já para jan./2005.

Os retornos logarítmicos diários do Ibovespa foram utilizados como medida dos retornos do mercado acionário e, assim como a pesquisa de mercado Bloomberg para meta da taxa Selic e os índices econômicos mensais - IPCA, IGP-M, vendas ao varejo, produção industrial e taxa de desemprego – foram, também, coletados no sistema de informação Bloomberg.

Os preços de ajuste e de abertura dos contratos futuros de DI-1 dia foram coletados no site da BM&FBovespa. Já as datas das reuniões, mediana das expectativas Focus e Focus Top-5³⁵ para as expectativas de mercado para a taxa Selic retirados do relatório Focus do BCB³⁶.

Como exposto na seção 4.3, trabalhou-se inicialmente com duas medidas de expectativas relacionadas aos contratos futuros de DI-1 dia e outras três relacionadas a expectativas de pesquisas de mercado. A tabela 4.1 mostra os componentes de mudanças na taxa Selic esperados e não esperados possuem elevadas correlações. Os Componentes esperados das 5 expectativas possuem todas as correlações acima de 95%, enquanto 5 das 10 correlações dos componentes não esperados estão acima de 60%.

Tabela 4.1 – Correlações dos Componentes Surpresa e Esperado na Mudança da Taxa Selic

$\Delta r^{s, \text{focus}}, \Delta r^{s, \text{top5}}, \Delta r^{s, \text{blb}}, \Delta r^{s, \text{f+rec}}$ e $\Delta r^{s, \text{f+liq}}$ são, respectivamente, os componentes surpresa estimados nas expectativas da pesquisa Focus, Focus Top 5, Bloomberg, DI mais recente e DI mais líquido, enquanto $\Delta r^{e, \text{focus}}, \Delta r^{e, \text{top5}}, \Delta r^{e, \text{blb}}, \Delta r^{e, \text{f+rec}}$ e $\Delta r^{e, \text{f+liq}}$ são os componentes esperados estimados nas mesmas expectativas.

Componentes Supresa					Componentes Esperados						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)		(f)	(g)	(h)	(i)	(k)
	$\Delta r^{s, \text{focus}}$	$\Delta r^{s, \text{top5}}$	$\Delta r^{s, \text{blb}}$	$\Delta r^{s, \text{f+rec}}$	$\Delta r^{s, \text{f+liq}}$		$\Delta r^{e, \text{focus}}$	$\Delta r^{e, \text{top5}}$	$\Delta r^{e, \text{blb}}$	$\Delta r^{e, \text{f+rec}}$	$\Delta r^{e, \text{f+liq}}$
$\Delta r^{s, \text{focus}}$	1.00					$\Delta r^{e, \text{focus}}$	1.00				
$\Delta r^{s, \text{top5}}$	0.83	1.00				$\Delta r^{e, \text{top5}}$	0.98	1.00			
$\Delta r^{s, \text{blb}}$	0.76	0.69	1.00			$\Delta r^{e, \text{blb}}$	0.98	0.98	1.00		
$\Delta r^{s, \text{f+rec}}$	0.36	0.31	0.46	1.00		$\Delta r^{e, \text{f+rec}}$	0.96	0.96	0.97	1.00	
$\Delta r^{s, \text{f+liq}}$	0.48	0.46	0.67	0.64	1.00	$\Delta r^{e, \text{f+liq}}$	0.96	0.97	0.98	0.99	1.00

Considerando as elevadas correlações entre estas cinco séries de expectativas utilizadas, implementou-se a Análise de Componentes Principais – ACP na busca de sintetizar e, ao mesmo tempo, utilizar todas as informações

³⁵ A expectativa Focus Top 5 considera os cinco participantes da pesquisa de expectativa de mercado para a taxa Selic que obtiveram os menores erros em suas previsões.

³⁶ O relatório Focus é uma publicação semanal do Banco Central do Brasil, que contém projeções sobre diversos indicadores da economia, tais como juros, inflação, PIB e taxa de câmbio.

disponíveis sobre as expectativas de mudança na taxa Selic no momento das reuniões do Copom. Utilizou-se o primeiro componente principal das mudanças esperadas e não esperadas da taxa Selic para criar duas novas séries de valores, cp_1^e e cp_1^s , que buscam sintetizar as expectativas, utilizadas no trabalho. O Apêndice 6.5 detalha a utilização e os resultados da técnica de ACP.

Neste trabalho foram utilizados o primeiro componente principal das mudanças esperadas e surpresas da taxa Selic, que possuem um poder explicativo, respectivamente, de 97% e 67% da variação total ocorrida nestas mudanças. A figura 1 do Apêndice 6.5 mostra o relatado.

O Apêndice 6.6 apresenta os valores estimados para as mudanças surpresas da meta da taxa Selic (% ao ano) para cada uma das datas de reuniões do Copom.

As estatísticas descritivas do componente surpresa na mudança da taxa Selic são apresentadas a seguir, na tabela 4.2. As expectativas relacionadas a pesquisas de mercado possuem maior dispersão que as expectativas extraídas das curvas de juros futuros.

Tabela 4.2 – Estatísticas Descritivas das Surpresas na taxa Selic

Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas Focus, Focus Top 5, Bloomberg, DI mais recente, DI mais líquido e do 1º componente principal.						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	f+rec	f+liq	blb	focus	top 5	pc ₁
Média	-0.009	-0.012	-0.008	-0.006	-0.007	-0.018
Mediana	-0.005	-0.004	0.000	0.000	0.000	-0.002
Máximo	0.698	0.279	0.250	0.250	0.250	0.554
Mínimo	-0.347	-0.347	-0.500	-0.500	-0.500	-0.990
Desvio-padrão	0.108	0.079	0.127	0.145	0.128	0.218
Assimetria	2.564	-0.953	-1.100	-1.042	-1.102	-1.143
Curtose	23.360	8.790	7.749	6.450	7.634	7.660
Jarque-Bera	1653.1	139.4	102.7	60.9	98.7	101.0
Observações	90	90	90	90	90	90

Os gráficos no Apêndice 6.7 mostram as dispersões do componente surpresa na mudança da taxa Selic em relação aos retornos diários do Ibovespa. Os *outliers* foram destacados para cada medida de expectativa.

Dois dos três outliers se referem ao período mais crítico da crise financeira mundial ocorrida a partir de 2007³⁷: (i) na reunião do Copom de 23 de julho de

³⁷ Esta crise praticamente congelou os mercados interbancários e os mercados de *repo* e de securitização das economias desenvolvidas, causando estragos muitos superiores aos pressupostos

2008, período em que os dois maiores agentes de financiamento imobiliário do mercado norte-americano, *Fannie Mae* e *Freddie Mac*, reportaram pesados prejuízos, forçando a *Securities Exchange Commission* - SEC a proibir vendas a descoberto das duas agências governamentais e o tesouro norte-americano a garantir novas linhas de crédito para as mesmas; (ii) na reunião do Copom de 29 de outubro de 2008, que foi a primeira reunião posterior a quebra do banco de investimento Lehman Brothers.

4.5 Resultados

4.5.1 Resposta do Mercado Acionário

A tabela 4.3 mostra os resultados da resposta do Ibovespa às mudanças esperadas e surpresas na taxa Selic, sendo as estimações das colunas (a) a (g) com a amostra completa e de (h) a (n) com amostra excluindo os *outliers*.

As respostas do Ibovespa às mudanças ocorridas na taxa Selic, reportadas nas colunas (a) e (h), foram de magnitudes pequenas e não significativas.

Decompondo as mudanças ocorridas em seus componentes esperado e surpresa e analisando as surpresas na amostra completa, observa-se que estes coeficientes são negativos como esperado pela racional econômico, sendo significativos para a expectativa Focus (coluna e) e para a expectativa síntese PC_1 (coluna g).

A base de dados sem os *outliers*, validam os resultados encontrados, havendo de forma geral uma redução na intensidade da resposta do Ibovespa às mudanças surpresa. Para as expectativas Focus e PC_1 , esta surpresa continua com impactos negativos e significativos, passando a ser significativa também para as surpresas estimadas pela expectativa Top5 (coluna m).

O resultado reportado pela expectativa PC_1 na coluna (n) da tabela 4.3, implica que temos uma queda de 1,27% no Ibovespa para cada 1% de mudança positiva não esperada na taxa Selic.

Para efeito de comparação, Bernanke & Kuttner (2005) reportam como resposta uma queda de 2,55% para o mercado norte-americano, ao utilizar o mercado futuro de *Fed funds*. Já no mercado brasileiro, utilizando consenso do

nos testes de estresse de muitos bancos centrais e dos maiores *players* do mercado financeiro internacional. Em um processo em cadeia, a crise de liquidez evoluiu para uma crise de risco sistêmico, contaminando e levando à bancarrota sistemas financeiros considerados robustos naquele momento.

jornal “Valor Econômico”, De Oliveira & Da Costa (2013) estimam a resposta do mercado acionário, sem tratar *outliers*, em -3,24%, resultado bem próximo da estimativa aqui desenvolvida da Pesquisa Focus com amostra completa. Gonçalves & Eid (2011), por meio de expectativas do mercado futuro de DI-1 dia, reportam uma queda de 1,3% para cada 1% de impacto positivo da surpresa monetária.

Tabela 4.3 – Resposta do Ibovespa as Mudanças da Taxa Selic

A tabela reporta os resultados da implementação da eqs. (4.7) e (4.8), ou seja, os resultados das regressões dos retornos diários do Ibovespa em relação a mudanças esperadas e surpresas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t é a mudança ocorrida na taxa Selic, Δr_t^e é a mudança esperada, definida pelas eqs. (4.1) ou (4.6) e Δr_t^s é a mudança surpresa, definida pelas eqs. (4.2) ou (4.5). Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc₁ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

	Amostra Completa							Amostra Excluindo Outliers						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)
Regressores		di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁		di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.462***	0.448*	0.426*	0.450*	0.462*	0.457*	0.440*	0.324**	0.435*	0.418*	0.374*	0.394*	0.423*	0.371*
Δr_t	0.280							0.257						
Δr_t^e		0.277	0.410	0.488*	0.850**	0.631*	0.290*		0.426	0.517	0.477*	0.680**	0.618*	0.247*
Δr_t^s		-1.338	-2.988	-1.827	-3.008**	-2.022	-1.660*		-0.085	-1.781	-1.864	-2.103**	-2.760**	-1.271*
R^2	0.006	0.015	0.027	0.029	0.079	0.032	0.051	0.006	0.017	0.028	0.035	0.050	0.056	0.03
Erro Padrão	1.804	1.806	1.795	1.793	1.746	1.790	1.772	1.566	1.622	1.613	1.648	1.635	1.592	1.64
DW	2.461	2.471	2.514	2.480	2.428	2.443	2.481	2.652	2.409	2.447	2.657	2.589	2.610	2.60
Observações	90	90	90	90	90	90	90	88	88	88	89	89	88	89

4.5.2 Assimetria

Nesta seção, foram incluídas variáveis *dummies* nas regressões que interagem com o componente surpresa de mudanças na taxa Selic e visam investigar a presença de assimetria na resposta do mercado acionário. Uma possibilidade é de que esta resposta e sua intensidade dependam do sinal da surpresa na mudança da taxa Selic. A primeira e a segunda *dummies* aqui implementadas testam esta hipótese.

A primeira *dummy*, definida na eq. (4.14), testa a resposta do mercado acionário na presença de surpresas positivas Δr_t^{sp} . A tabela 1 do Apêndice 6.8 mostra que os coeficientes estimados foram não significativos para as seis expectativas implementadas. Estes resultados foram robustos, se comparados aos da amostra sem a presença de *outliers*.

A tabela 2 do Apêndice 6.8 reporta os resultados da segunda *dummy* assimétrica, Δr_t^{sn} , definida na eq. (4.15), e que busca identificar efeitos no Ibovespa quando se tem surpresas monetárias negativas. Assim como para a *dummy* positiva, os coeficientes não são estatisticamente significativos para a amostra completa e para a amostra sem a presença de *outliers*.

Dessa forma, os resultados das tabelas 1 e 2 do Apêndice 6.8 descartam a presença de resultados assimétricos devido a surpresas monetárias positivas ou negativas no mercado acionário brasileiro. Estes resultados validam os encontrados na literatura brasileira por De Oliveira & Da Costa (2013), por Gonçalves & Eid (2011) em sua amostra que exclui *outliers* e por Bernanke & Kuttner (2005) no mercado norte-americano.

A terceira forma escolhida para se modelar *dummies* assimétricas está associada com a interação entre a surpresa nas mudanças na taxa Selic e a elevação (Δr_t^{elev}), redução (Δr_t^{redu}) ou a manutenção (Δr_t^{manut}) desta taxa. A tabela 4.4 resume a implementação da eq. (4.16) somente para a expectativa PC₁, enquanto o Apêndice 6.10 reporta os resultados completos de todas as expectativas. Na tabela 4.4, encontrou-se coeficientes estatisticamente não significativos para manutenção, redução e elevação da taxa Selic na amostra completa e na que exclui os *outliers*. Além disto, não houve mudanças significativas nos coeficientes do efeito surpresa, quando se compara com as estimações sem os efeitos assimétricos estimados na tabela 4.3. Quando se analisa os resultados gerados pelas seis expectativas, no Apêndice 6.10, com exceção do coeficiente para a redução da taxa Selic na expectativa Focus Top 5 para a amostra sem outliers (coluna k da tabela 3 do Apêndice 6.10), também não foram encontrados resultados significativos para quaisquer das três assimetrias estimadas.

Os resultados sugerem que a direção do movimento da taxa Selic (queda, elevação ou aumento) não é importante para se determinar a reação de mercado, assim como relatado por Bernanke & Kuttner (2005).

Tabela 4.4 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Elevação, Redução e Manutenção da taxa Selic

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.16) somente na expectativa do primeiro componente principal (pc1), ou seja, das regressões dos retornos diários do Ibovespa em relação a mudanças esperadas, surpresas e manutenção ou elevação da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa, Δr_t^{manut} é a *dummy* para manutenção da taxa Selic e Δr_t^{elev} , Δr_t^{redu} são as *dummies* para, respectivamente, elevação e redução da taxa Selic. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

	Amostra Completa			Amostra Excluindo Outliers		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Regressores	pc ₁	pc ₁	pc ₁	pc ₁	pc ₁	pc ₁
α	0.596*	0.384***	0.478*	0.394	0.386***	0.300
Δr_t^e	0.429	0.284*	0.246	0.267	0.249*	0.330
Δr_t^s	-1.520*	-1.642*	-1.691*	-1.258*	-1.278*	-1.213
Δr_t^{elev}	-0.391			-0.054		
Δr_t^{manut}		0.210			-0.052	
Δr_t^{redu}			-0.113			0.214
R^2	0.055	0.054	0.051	0.039	0.039	0.040
Erro Padrão	1.779	1.780	1.782	1.654	1.654	1.653
DW	2.510	2.500	2.482	2.604	2.597	2.599
Observações	90	90	90	89	89	89

A tabela 3 do Apêndice 6.8 mostra o impacto da reversão na direção da taxa Selic no Ibovespa. O evento de reversão ocorreu somente na reunião do Copom de 31/8/11, quando o BCB reduziu a taxa Selic em 50 p.b. ante uma elevação de 25 b.p na reunião anterior. Dessa forma, deve-se ver com precaução os resultados obtidos aqui. Como temos um evento de reversão de um movimento de alta para queda da taxa Selic, o coeficiente positivo está de acordo com o esperado. Ao se retirar os *outliers* da amostra, os coeficientes intensificaram seus efeitos e o coeficiente da expectativa Focus (col. j) e PC₁ (col. l) se tornaram significativos. Bernanke & Kuttner (2005) reporta assimetria de reversão significativa, enquanto no mercado brasileiro Gonçalves & Eid (2011) reporta resultados discrepantes nas amostras completa e na sem *outliers*.

Ao introduzirmos a *dummy* de reversão, houve a perda de significância dos coeficientes de surpresa monetária (Δr_t^s) significativos nas equações sem termos assimétricos para as expectativas Focus, Top 5 e PC₁ (colunas l, m e n da tabela 4.3). Isto pode indicar que parte dos resultados obtidos na seção 4.5.1 possam ser dependentes da inclusão dos eventos de reversão.

4.5.3 Surpresas de *Timing* versus Surpresas Permanentes

Regredindo as mudanças na taxa de juros de 63 dias úteis em relação à mudanças surpresas na taxa Selic encontrou-se os coeficientes de impacto da surpresa monetária significativos a 1% e abaixo de 0.62, com exceção para a expectativa di+liq (colunas (b) e (h) da tabela 1 do Apêndice 6.9). Bernanke & Kuttner (2005), que encontram um coeficiente igual a 0.65, sugerem que uma possível interpretação para este resultado seja que os impactos de surpresas monetárias nas expectativas da amostra são em grande parte devido a surpresas relacionadas ao tempo da ação de política monetária. Significância e valores dos coeficientes se mantêm praticamente constantes quando os *outliers* são retirados da amostra.

Na tabela 2 do Apêndice 6.9, a *dummy* que relaciona a surpresa monetária nas reuniões em que o BCB manteve constante a taxa Selic, retorna respostas próximas a zero das expectativas de taxas de juros. Ou seja, em reuniões em que o BCB não alterou a taxa Selic, como esperado a surpresa monetária tem pouco impacto na taxa de juros de curto prazo. Além disto, considerando a amostra sem *outliers*, somente três das seis expectativas - di+liq, blb e focus (colunas (h) a (j)) – possuem coeficientes desta *dummy* significativos.

A tabela 3 do mesmo Apêndice reporta os resultados do movimento de reversão da política monetária. Este movimento possui um impacto inverso na taxa de juros de curto prazo, agindo no sentido de reduzir o impacto da surpresa monetária nesta taxa. Os coeficientes de reversão são negativos e significativos a 1%. Ao mesmo tempo, este movimento de reversão não influencia a significância, sinal ou intensidade dos coeficientes de surpresa monetária, assim como reportado por Bernanke e Kutner (2005). Há de se ter cautela nestes resultados, uma vez que na amostra utilizada tem-se somente um evento de reversão, na 161ª reunião do Copom de 31/8/2011, na qual o BC reduziu a meta da taxa Selic em 50 p.b., ante um aumento de 25 p.b. na reunião anterior.

Os resultados reportados na tabela 4.5, a seguir, mostram que os componentes de surpresa monetária provisórios (Δr_t^{prov}) calculados como a diferença entre a variação da taxa de curto prazo (63 dias úteis) e as surpresas monetárias, não geram impactos significativos nos retornos do mercado acionário. Além disto, ao se comparar os coeficientes de surpresa monetária Δr_t^s com os

também estimados na tabela 4.3, percebe-se que houve a perda de significância destes coeficientes quando se estimou a decomposição da surpresa monetária no componente permanente e no provisório, sendo, com exceção do coeficiente da expectativa Focus (coluna (d)), todos os demais não estatisticamente significativos.

Para efeito de comparação, Bernanke & Kuttner (2005) encontram um efeito provisório negativo e significativo, que aumenta a magnitude da surpresa permanente da política monetária. Gonçalves & Eid (2011) encontram surpresas de efeitos permanentes e quanto ao *timing* negativas e significativas.

Os resultados encontrados podem sugerir que a metodologia aqui adotada para se decompor os efeitos permanentes e provisórios dos choques monetários no mercado acionário possuem limitações a serem melhores analisadas e aprofundadas no futuro.

Tabela 4.5 – Resposta do Ibovespa ao Efeito Provisório ou Permanente da taxa Selic

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.23), ou seja, das regressões dos retornos diários do Ibovespa em relação a mudanças esperadas e surpresas negativas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa e Δr_t^{prov} é a mudança provisória da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc₁ são, respectivamente, as expectativas Focus, Focus Top 5, Bloomberg, DI mais recente, DI mais líquido e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.402***	0.400***	0.416***	0.447***	0.418***	0.438***	0.405***	0.420***	0.378***	0.389***	0.429***	0.388***
Δr_t^e	0.551	0.563	0.570	0.878**	0.700*	0.291*	0.598	0.503	0.466	0.688**	0.607*	0.238
Δr_t^s	-2.494	-2.360	-2.677	-3.480*	-3.142	-1.765	-0.847	-1.840	-1.749	-2.242	-2.589	-0.632
Δr_t^{prov}	-3.033	-3.353	-2.028	-0.787	-2.048	-0.167	-1.951	0.327	0.275	-0.228	0.323	1.014
R^2	0.032	0.032	0.036	0.081	0.041	0.051	0.026	0.028	0.035	0.050	0.056	0.040
Erro Padrão	1.801	1.801	1.797	1.755	1.792	1.783	1.624	1.622	1.657	1.644	1.601	1.653
DW	2.505	2.503	2.501	2.441	2.481	2.483	2.434	2.449	2.656	2.592	2.606	2.596
Observações	90	90	90	90	90	90	88	88	89	89	88	89

4.5.4 Surpresas Macroeconômicas nas Mudanças Surpresas da Meta Selic

Nas estimações reportadas na tabela 4.6, todos os coeficientes significativos, com exceção do IGP-M na coluna (k), possuem os sinais

economicamente esperados. Ao se analisar a regressão na expectativa PC_1 , coluna (l), se percebe que as surpresas monetárias são explicadas por variações não esperadas na taxa de desemprego, da produção industrial e do IPCA, sendo mais impactada por esta última variável. Além disso, as regressões com amostra sem *outliers* aumentaram consideravelmente a variância explicada da surpresa da taxa Selic.

No mercado norte-americano, Bernanke & Kuttner (2005) testam a relação entre surpresa monetária mensal e surpresas em índices macroeconômicos. Reportam resultados significativos para a geração de empregos não agrícolas, produção industrial, vendas a varejo e núcleo do *Producer Price Index* - PPI, sendo o sinal estimado para os coeficientes destes dois últimos índices o inverso do esperado pela teoria econômica.

Estimou-se, também, o teste de causalidade de Granger utilizando-se duas e três defasagens dos regressores em relação a expectativa PC_1 de surpresa monetária. Os resultados estão disponíveis no Apêndice 6.11, que reporta que variações não esperadas na produção industrial Granger-causam mudanças surpresas na taxa Selic, indicando a importância desta variável para a previsão das surpresas monetárias. O teste aceita a hipótese nula, de não causalidade, para as demais variáveis macroeconômicas utilizadas nesta seção.

Tabela 4.6 – Surpresas da Taxa Selic e Surpresas Macroeconômicas

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.24), ou seja, das regressões das mudanças surpresas da taxa Selic em relação a variações não esperadas em variáveis macroeconômicas, onde α é o intercepto $\Delta ipca_t^s$, $\Delta igpm_t^s$, Δvv_t^s , Δdes_t^s , Δpi_t^s são as mudanças surpresas, respectivamente, do IPCA, IGP-M, vendas a varejo, índice de desemprego e produção industrial. $Di+rec$, $di+liq$, blb , $focus$, $top5$ e $pc1$ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	$di+rec$	$di+liq$	blb	$focus$	$top5$	$pc1$	$di+rec$	$di+liq$	blb	$focus$	$top5$	pc
$\Delta ipca_t^s$	0.157	0.278*	0.437*	0.320	0.458**	0.756*	0.134	0.227*	0.556**	0.392	0.489***	0.788
$\Delta igpm_t^s$	0.106	-0.015	-0.066	0.089	0.052	0.065	-0.106	-0.047	-0.111	0.012	-0.142*	-0.02
Δvv_t^s	-0.004	0.003	-0.005	-0.010	-0.006	-0.010	-0.004	-0.002	-0.006	-0.013	-0.005	-0.01
Δdes_t^s	0.004	0.030	-0.023	-0.099	-0.067	-0.074	-0.001	-0.007	-0.095*	-0.099	-0.075*	-0.16
Δpi_t^s	0.002	0.012**	0.010	0.041**	0.041***	0.050***	0.015**	0.008**	0.011	0.038**	0.026**	0.046
R^2	0.008	0.060	0.044	0.156	0.190	0.102	0.040	0.081	0.125	0.164	0.199	0.
Erro Padrão	0.110	0.079	0.128	0.137	0.118	0.212	0.073	0.052	0.107	0.126	0.087	0.
DW	2.389	2.110	2.099	1.817	1.818	2.088	2.049	1.956	1.939	1.791	1.801	2.
Observações	90	90	90	90	90	90	87	85	86	87	84	8

4.5.5 Resposta Setorial e dos Ativos Individuais do Mercado Acionário

Esta seção reporta os resultados encontrados para as trinta e cinco ações, classificadas nos nove setores econômicos, ao implementar a eq. (4.9). Os resultados das estimações dos retornos normais dos ativos são mostrados, respectivamente, com e sem os *outliers*, nas tabelas 1 e 2 do Apêndice 6.12. Seguindo a metodologia proposta na seção 4.3.2.2, os resultados com os retornos anormais estão, respectivamente com e sem os *outliers*, nas tabelas 3 e 4 do mesmo Apêndice.

Como resultados em comum nas estimações com relação aos dois tipos de retornos, tem-se: (i) os coeficientes significativos do componente esperado de mudança na taxa Selic possuem um impacto reduzido nos retornos dos ativos, respaldando a eficiência do mercado acionário; (ii) houve enorme heterogeneidade nos valores estimados dos coeficientes do componente surpresa de mudanças na taxa Selic, seja entre ativos, entre setores ou entre expectativa utilizada; (iii) mesmo quando se identificou respostas significativas do mercado ou de um ativo individual, a política monetária é responsável por apenas uma pequena parte da variação do preço das ações, assim como largamente relatado na literatura aqui comentada.

4.5.5.1 Retornos Normais

Inicialmente, investigou-se a possibilidade de identificar efeitos específicos da política monetária ao nível de setor econômico.

Utilizando a expectativa PC_1 , na tabela 4.7, tem-se quatro dos nove setores analisados com coeficientes de surpresa monetária significativos - bens industriais (BI), consumo cíclico (CC), consumo não cíclico (CNC) e materiais básicos (MB) – sendo o coeficiente do setor de CC estimado em -2.46, o dobro do estimado para o setor de CNC. Além disto, não foram encontradas respostas significativas dos setores de petróleo, gás e biocombustíveis (PGB) e utilidade pública (UP).

Os resultados setoriais estão de acordo com o encontrado na literatura internacional. Ehrmann & Fratzscher (2004) reportam resultados que suportam a hipótese dos setores cíclicos (tecnologia, comunicação e consumo cíclico) e intensivos em capital (bens industriais) serem os mais afetados pela política monetária no mercado norte-americano. Ao mesmo tempo, não encontra resposta

significativa para os setores de energia e utilidades, assim como também não se encontra neste trabalho para seus setores correlatos no mercado brasileiro.

Ressalte-se que mais pesquisa deve ser efetuada em relação ao impacto da política monetária em setores e subsetores econômicos. A análise setorial aqui apresentada é um primeiro passo, tendo sido prejudicada pelo número limitado de ações utilizadas no trabalho, devido à utilização de uma série histórica anterior ao forte movimento de *IPO* ocorrido entre 2005 e 2007.

Considerando as estimações com os retornos normais dos ativos, tem-se um máximo de treze (nas expectativas Focus e PC_1) e mínimo de seis empresas (na expectativa DI+Rec), de um total de trinta e cinco, com respostas significativas às surpresas monetárias.

Ao se analisar os resultados da expectativa PC_1 na amostra sem *outliers*, coluna (w) da tabela 2 do Apêndice 6.12, tem-se treze ações com coeficientes de surpresa monetária significativos, variando entre -1.59 (PCAR4) a -2.61 (CMIG4). Isto significa que para cada 1% de aumento na surpresa na taxa Selic a ação PCAR4 tem uma queda de 1,59% em seu preço negociado.

A tabela 4.7 reporta as ações e setores com coeficientes significativos para a surpresa monetária na amostra completa e sem *outliers*. Os ativos grifados na amostra completa, colunas (a) a (f) da referida tabela, foram excluídos na amostra sem os *outliers*, enquanto as ações e setores grifados na amostra sem outliers, colunas (g) a (l), foram incluídos em relação a amostra completa. Dessa forma, dentre os 52 coeficientes significativos estimados para as ações na amostra completa, 45 foram mantidos e outros 11 acrescentados ao se estimar a regressão na amostra sem os *outliers*.

Tabela 4.7 – Setores e Ativos com Coeficientes de Surpresa Monetárias Significativos

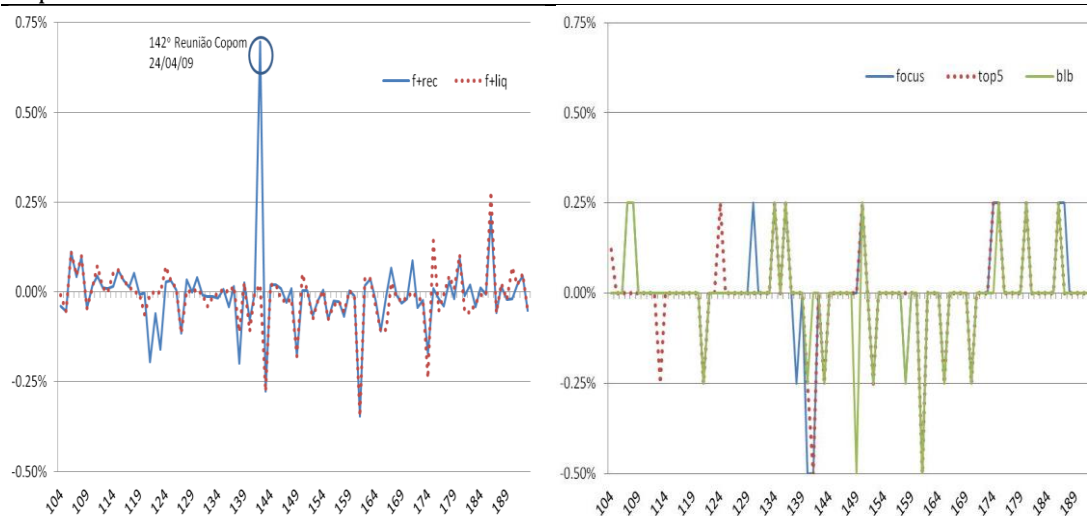
A tabela reporta os setores e ações com coeficientes da mudança surpresa na taxa Selic significativos, na implementação da eq. (4.9). Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc1	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc1
S e t o r e s	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
	CT	MB	CC	BI	BI	BI	CT	MB	CC	BI	BI	BI
	UP		MB	CNC	CC	CNC	MB		MB	CNC	CC	CC
				FO	CNC	MB	UP			FO	CNC	CNC
				MB						MB		MB
A ç õ e s				TL						TL		
	ABEV3	BRAP4	BRAP4	BBDC3	CSNA3	BRAP4	ABEV3	BRAP4	BRAP4	BBAS3	BBAS3	BBAS3
	CCRO3	BRKM5	BRKM5	BRAP4	FIBR3	BRKM5	BBAS3	BRKM5	BRKM5	BBDC3	BRAP4	BRAP4
	CMIG4	CMIG4	FIBR3	CSNA3	LAME4	CMIG4	BRKM5	CMIG4	FIBR3	BRAP4	CSNA3	CMIG4
	EMBR3	GGBR4	KLBN4	FIBR3	NATU3	CSNA3	CCRO3	GGBR4	KLBN4	CSNA3	FIBR3	CSNA3
	KLBN4	GOAU4	LAME4	ITSA4	PCAR4	FIBR3	CMIG4	GOAU4	LAME4	FIBR3	LAME4	FIBR3
	SBSP3	KLBN4	RAPT4	KLBN4	RAPT4	KLBN4	KLBN4	KLBN4	RAPT4	ITSA4	NATU3	GGBR4
		TBLE3	TBLE3	NATU3	TBLE3	NATU3	TBLE3	TBLE3	TBLE3	ITUB4	PCAR4	KLBN4
		USIM5		OIBR4		PCAR4		USIM5		NATU3	RAPT4	LAME4
				PCAR4		RAPT4				PCAR4		NATU3
				RAPT4		TBLE3				RAPT4		PCAR4
				TBLE3		USIM5				TBLE3		RAPT4
				USIM5						TIMP3		TBLE3
				VALE5						USIM5		USIM5

Com relação às duas expectativas implementadas baseadas nos contratos futuros de DI-1dia, que consideram contratos mais recentes (f+rec) e contratos mais líquidos (f+liq) tem-se alguns resultados dissonantes. Por um lado, não se encontrou justificativa para a surpresa monetária estimada para a 142ª reunião do Copom pela expectativa de f+rec, em torno de 70 pontos-básicos, se descolando das demais expectativas de surpresa estimadas (ver figura 4.1, a seguir). Por outro lado, f+rec foi a única expectativa que obteve uma resposta positiva e significativa de uma ação em relação a surpresa monetária neste trabalho: ABEV3, na amostra completa e na sem *outliers* (ver coluna (c) de Tabela 1 e Tabela 2 no Apêndice 6.12). Este resultado encontra amparo nos resultados de Ehrmann & Fratzscher (2004), que estimaram respostas positivas e significativas para os subsetores de bebidas e cosméticos em relação à surpresa monetária para o mercado acionário norte-americano.

Fig. 4.1 – Surpresas nas Mudanças da Meta da Taxa Selic

Este gráfico retorna estimações de surpresas monetárias entre a 104ª e 193ª reuniões do Copom, calculadas por cinco expectativas, onde $di+rec$, $di+liq$, blb , $focus$ e $top5$ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5.



4.5.5.2 Retornos Anormais

Ao se considerar os resultados estimados utilizando somente os retornos anormais das ações, tem-se uma significativa redução na intensidade da resposta e no número de ações e setores que respondem significativamente às surpresas monetárias.

A tabela 4.8, a seguir, mostra que houve uma redução significativa na intensidade dos coeficientes de surpresa monetária quando se compara as estimações que utilizam os retornos normais e anormais das ações. Para algumas ações, encontrou-se coeficientes de surpresa positivos o que refletiu no valor médio positivo dos coeficientes das expectativas $di+liq$ e blb (para maiores detalhes, ver as colunas (c), (g), (k), (o), (s) e (w) da tabela 4 do Apêndice 6.12).

Tabela 4.8 – Valores Médios dos Coeficientes de Surpresa Monetária

Esta tabela reporta as estimações dos valores médios dos coeficientes significativos de surpresa monetária, considerando os retornos normais (eq. 4.9) e anormais (eq.4.13) das ações analisadas, para cada uma das seis expectativas, onde $di+rec$, $di+liq$, blb , $focus$, $top5$ e pc_1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus, Focus Top 5 e 1º componente principal.

Retorno / Expectativa	$di+rec$	$di+liq$	blb	$focus$	$top\ 5$	pc_1
Retornos Normais	-3.79	-5.21	-3.42	-3.55	-3.73	-2.08
Retornos Anormais	-0.73	1.04	1.79	-1.65	-1.52	-0.26

Considerando as estimativas pela expectativa PC_1 , não houve coeficientes de surpresa monetária significativos para os setores econômicos analisados na amostra completa ou na sem *outliers*, ver colunas (f) e (l) da tabela 4.9. Isto pode ser mais um indicativo da menor potência da resposta dos ativos individuais no mercado de ações às surpresas monetárias, quando se considera os retornos anormais destes ativos.

Além da intensidade da resposta a política monetária, o número de empresas afetadas também foi reduzido. Tome-se como exemplo as estimativas por PC_1 para os retornos normais e anormais nas amostras sem *outliers*, respectivamente a coluna (w) das tabelas 2 e 4 do Apêndice 6.12, que mostram grande redução no número de ações com coeficientes significativos de surpresa monetária, de treze para apenas quatro (CPLE6, FIBR3, SBSP3 e VALE5), das trinta e cinco ações analisadas.

A tabela 4.9 reporta as ações e setores com coeficientes significativos para a surpresa monetária na amostra completa e sem *outliers*. Os ativos grifados na amostra completa, colunas (a) a (f), foram excluídos na amostra sem os *outliers*, enquanto as ações e setores grifados na amostra sem *outliers*, colunas (g) a (l), foram incluídos em relação à amostra completa. Dessa forma, dentre os treze coeficientes significativos estimados para as ações na amostra completa, nove foram mantidos e outros dezessete acrescentados ao se estimar a regressão na amostra sem os *outliers*.

Tabela 4.9 – Setores e Ativos com Coeficientes de Surpresa Monetárias Significativos

A tabela reporta os setores e ações com coeficientes da mudança surpresa na taxa Selic significativos, na implementação da eq. (4.13). Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc1	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc1
Setores	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
	CT	TL	TL				CT		TL	BI	BI	
							UP					
	CCRO3	KLBN4	TBLE3	FIBR3	CPLE6	KLBN4	BBAS3	KLBN4	CPLE6	CPLE6	CPLE6	CPLE
	KLBN4	OIBR4	TIMP3	PCAR4		TBLE3	CCRO3	OIBR4	TIMP3	FIBR3	FIBR3	FIBR
Ações	WEGE3	TBLE3					CMIG4	TBLE3	VALE5	RAPT4	RAPT4	SBSP
							CSNA3	UNIP6				VALE
							KLBN4	VALE5				
							TRPL4					
							VALE5					
							WEGE3					

4.6 Conclusão

Este trabalho buscou responder como a política monetária afeta o mercado acionário brasileiro, considerando os efeitos assimétricos em um índice geral deste mercado (Ibovespa), os efeitos nos setores econômicos e nos ativos individuais. Neste processo, utilizou-se cinco expectativas, extraídas da pesquisa Bloomberg, pesquisa Focus do Banco Central e da curva de juros futuros DI-1dia. Além disto, desenvolveu-se uma expectativa síntese das demais, baseada na Análise de Componentes Principais, e que buscou agregar e resumir os resultados obtidos nas demais.

Entre as limitações do artigo, destaca-se a possível ocorrência de eventos simultâneos e a decomposição da surpresa monetária em seus efeitos permanentes e provisórios. Ao se utilizar a metodologia de Estudo de Eventos neste artigo, existe a possibilidade da ocorrência de eventos simultâneos, que podem impactar os retornos esperados dos ativos de forma que estes não sejam apenas resultados do evento analisado. Esta limitação foi considerada ao se restringir a janela do evento à apenas o dia posterior à decisão do Copom. Já a decomposição da surpresa monetária em seus efeitos permanentes e provisórios no mercado acionário levou à perda de significância estatística desta surpresa, o que pode sugerir que a metodologia adotada nesta decomposição não seja a ideal e haja espaço para melhorias em trabalhos posteriores.

Os resultados indicam que a política monetária possui um efeito significativo no mercado acionário, porém, é responsável somente por uma pequena parte da variação deste mercado. Além disso, o evento de reversão na direção da política monetária tende a potencializar a resposta do mercado acionário.

Os efeitos específicos nos diferentes setores econômicos devem ser vistos com cautela, considerando o número limitado de empresas analisadas. Entre os resultados encontrados, quatro setores respondem significativamente a política monetária, sendo o setor de consumo cíclico o mais afetado por esta política. Os setores de utilidade pública e de petróleo, gás e biocombustíveis não responderam significativamente a esta política, seguindo a experiência internacional.

Os ativos individuais respondem de forma bastante heterogênea a política monetária. Considerando a expectativa síntese (PC_1) e utilizando os retornos normais dos ativos, identificou-se treze entre as trinta e cinco empresas reagindo

de forma significativa a política monetária. Ao se utilizar os retornos anormais, identificou-se uma redução na intensidade e no número de empresas impactadas pela política monetária, indicando uma redução na resposta dos ativos individuais do mercado acionário à política monetária.

Por fim, o principal indicador de política monetária utilizada neste trabalho, a surpresa monetária, é explicada por variações não esperadas da taxa de desemprego, do índice de produção industrial e do IPCA, sendo mais impactado por esta última variável. Além disto, variações não esperadas do índice de produção industrial Granger causam as surpresas monetárias, indicando a importância desta variável para a previsão da política monetária.

5

Referências bibliográficas

ALMEIDA, A.; GOODHART, C. A. Does adoption of inflation targets affect central bank behaviour? **PSL Quarterly Review**, v. 51, n. 204, 1998.

AMISANO, G.; TRONZANO, M. Assessing European Central Bank's Credibility During the First Years of the Eurosystem: A Bayesian Empirical Investigation. **The Manchester School**, v. 78, n. 5, p. 437-459, 2010.

ANDERSEN, T. G. et al. Modeling and forecasting realized volatility. **Econometrica**, v. 71, n. 2, p. 579-625, 2003.

ANDERSEN, T. G. et al. The distribution of realized exchange rate volatility. **Journal of the American Statistical Association**, v. 96, n. 453, p. 42-55, 2001a.

ANDERSEN, T. G. et al. The distribution of realized stock return volatility. **Journal of Financial Economics**, v. 61, n. 1, p. 43-76, 2001b.

ANDERSEN, T. G.; BENZONI, L. **Realized volatility**. Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper 2008-14, 2008.

ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T. Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 885-905, 1998a.

ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T. Deutsche mark-dollar volatility: intraday activity patterns, macroeconomic announcements, and longer run dependencies. **the Journal of Finance**, v. 53, n. 1, p. 219-265, 1998b.

ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T. Heterogeneous Information Arrivals and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-Run in High Frequency Returns. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 3, p. 975-1005, 1997.

ANDERSEN, T. G.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F. X. Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 4, p. 701-720, 2007.

ARAÚJO, G. et al. **Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, Working Paper, n. 316, 2013.

BANDI, F. M.; RUSSELL, J. R. Microstructure noise, realized variance, and optimal sampling. **The Review of Economic Studies**, v. 75, n. 2, p. 339-369, 2008.

BARNDORFF-NIELSEN, O. E. Econometric analysis of realized volatility and its use in estimating stochastic volatility models. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)**, v. 64, n. 2, p. 253-280, 2002.

BERNANKE, B. S. Central bank independence, transparency, and accountability. In: **FRB Speech at the Annual Washington Policy Conference of the National Association of Business Economists, Washington, D.C**, 2003.

BERNANKE, B. S. Central bank independence, transparency, and accountability. In: **Institute for Monetary and Economic Studies International Conference, Bank of Japan, Tokyo**, 2010.

BERNANKE, B. S.; BLINDER, Alan S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **The American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 901-921, 1992.

BERNANKE, B. S.; KUTTNER, K. N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?. **The Journal of Finance**, v. 60, n. 3, p. 1221-1257, 2005.

BIS, Monetary. Economic Department: Zero-coupon yield curves: technical documentation. **BIS Papers**, n. 25, 2005.

BLACK, F.; JENSEN M. C.; SCHOLES M. The capital asset pricing model: Some empirical tests. In M. Jensen (Ed.). **Studies in the Theory of Capital Markets**. (pp. 79-121). New York: Praeger Publishers, 1972.

BOMFIM, A. N. Pre-announcement effects, news effects, and volatility: Monetary policy and the stock market. **Journal of Banking & Finance**, v. 27, n. 1, p. 133-151, 2003.

BREEDON, F.; HUME, M. Does the European Central Bank have a credibility problem?. **Economics Letters**, v. 95, n. 3, p. 438-442, 2007.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge university press, 2014.

CAMPBELL, J. Y. **A variance decomposition for stock returns**. National Bureau of Economic Research, 1990.

CAMPBELL, J. Y.; AMMER, J. What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 3-37, 1993.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C.. **The econometrics of financial markets**. Princeton, NJ: princeton University press, 1997.

CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Survey forecasts in Brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, v. 31, n. 6, p. 1371-1391, 2012.

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Review**, v. 84, 2002.

CHULIÁ, H.; MARTENS, M.; VAN DIJK, D. Asymmetric effects of federal funds target rate changes on S&P100 stock returns, volatilities and correlations. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, n. 4, p. 834-839, 2010.

COOK, T.; HAHN, T. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, v. 24, n. 3, p. 331-351, 1989.

CORSI, F. A simple approximate long-memory model of realized volatility. **Journal of Financial Econometrics**, p. nbp001, 2009.

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

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1099-1128, 1986.

DA SILVEIRA, H. P.; FAMÁ, R.; DE CAMPOS BARROS, L. A. B. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no Capital Asset Pricing Model-um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: **II Encontro Brasileiro de Finanças**, 2002.

DE OLIVEIRA, F. N.; DA COSTA, A. R. R. Os Impactos das mudanças inesperadas da SELIC no mercado acionário brasileiro. **BBR-Brazilian Business Review**, v. 10, n. 3, p. 54-84, 2013.

DE OLIVEIRA, F. N.; RAMOS, L. O. Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. 2011.

DEMIR, B.; YIGIT, T. M. Announcements and credibility under inflation targeting. **Economics Letters**, v. 100, n. 2, p. 249-253, 2008.

DIEBOLD, F. X.; MARIANO, R. S. Comparing predictive accuracy. **Journal of Business & Economic Statistics**, 1995

EBENS, H. **Realized stock volatility**. Department of Economics, Johns Hopkins University. 1999.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. **Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets**. 2004.

Eviews 8 User's Guide. IHS Global Inc., 2013.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. **The Journal of Political Economy**, p. 246-273, 1988.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

FINDLEY, D. F. et al. New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal-adjustment program. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 16, n. 2, p. 127-152, 1998.

FISCHER, A. M.; ORR, A. B. Monetary policy credibility and price uncertainty: The New Zealand experience of inflation targeting. **OECD Economic Studies**, v. 22, p. 155-79, 1994.

GHYSELS, E.; SANTA-CLARA, P.; VALKANOV, R. There is a risk-return trade-off after all. **Journal of Financial Economics**, v. 76, n. 3, p. 509-548, 2005.

GIOT, P.; LAURENT, S. Modelling daily value-at-risk using realized volatility and ARCH type models. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, n. 3, p. 379-398, 2004.

GONÇALVES, W.; EID, W. Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 3, p. 435-454, 2011.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.

GROENEVELD, J. M.; KOEDIJK, K. G.; KOOL, C. J. M. Inflation dynamics and monetary strategies: evidence from six industrialized countries. **Open Economies Review**, v. 9, n. 1, p. 21-38, 1998.

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p. 197-223, 2014.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton university press, 1994.

HANSEN, P. R.; LARGE, J.; LUNDE, A. Moving average-based estimators of integrated variance. **Econometric Reviews**, v. 27, n. 1-3, p. 79-111, 2008.

HARVEY, D.; LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Testing the equality of prediction mean squared errors. **International Journal of Forecasting**, v. 13, n. 2, p. 281-291, 1997.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, p. 1-16, 1997.

HSIEH, D. A. Chaos and nonlinear dynamics: application to financial markets. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1839-1877, 1991.

ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 201-239, 2000.

JAHAN, S. Inflation targeting: holding the line. **Finance & Development**, 2012.

JENSEN, G. R.; MERCER, J. M.; JOHNSON, R. R. Business conditions, monetary policy, and expected security returns. **Journal of Financial Economics**, v. 40, n. 2, p. 213-237, 1996.

KOHLSCHEEN, E. The impact of monetary policy on the exchange rate: A high frequency exchange rate puzzle in emerging economies. **Journal of International Money and Finance**, 44, 69-96, 2014

KOTHARI, S. P.; WARNER, J. B. Econometrics of Event Studies. Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance. **B. Espen Eckbo**, 2007.

KRUEGER, J. T.; KUTTNER, K. N. The Fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy. **Journal of Futures Markets**, v. 16, n. 8, p. 865-879, 1996.

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. **Journal of Monetary Economics**, v. 47, n. 3, p. 523-544, 2001

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. **The Journal of Political Economy**, 473-491, 1977.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, 47 (1), 13-37, 1965.

MACKINLAY, A. C. Event studies in economics and finance. **Journal of Economic Literature**, p. 13-39, 1997.

MAHEU, J. M.; MCCURDY, T. H. Do high-frequency measures of volatility improve forecasts of return distributions?. **Journal of Econometrics**, v. 160, n. 1, p. 69-76, 2011.

MAHEU, J. M.; MCCURDY, T.H. Components of market risk and return. **Journal of Financial Econometrics**, v. 5, n. 4, p. 560-590, 2007.

MAIO, P. Another look at the stock return response to monetary policy actions. **Review of Finance**, v. 18, n. 1, p. 321-371, 2014.

MALISZEWSKI, W.S. Credibility of Inflation Targets in Poland, mimeo, **London School of Economics**, January, 2002.

MARISCAL, I. B. F. et al. **Measuring the Policymaker's Credibility: The Bank of England in 'nice' and 'not-so-nice' times**. Department of Accounting, Economics and Finance, Bristol Business School, University of the West of England, Bristol, 2011.

MARTELLINI, L. et al. **Fixed-income securities: valuation, risk management and portfolio strategies**. John Wiley & Sons, 2005.

MATOUSEK, R.; TACI, A. Direct inflation targeting and nominal convergence: The Czech case. **Open Economies Review**, v. 14, n. 3, p. 269-283, 2003.

MEDDAHI, N. A theoretical comparison between integrated and realized volatility. **Journal of Applied Econometrics**, v. 17, n. 5, p. 479-508, 2002.

MENDONÇA, H.F. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 24, n.3, p. 344-350, 2004.

MENDONÇA, H.F.; SOUZA, G.J.G. Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n.6, p. 1228-1238, 2009.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 77, p. 1015-1040, 2003.

MISKIN, F. S. Inflation targeting in emerging market countries (No. w7618). **National Bureau of Economic Research**, 2000.

MOREIRA, J. M. S.; LEMGRUBER, E. F. O uso de dados de alta frequência na estimação da volatilidade e do valor em risco para o IBOVESPA. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 1, p. 100-120, 2004.

MOREIRA, R. R. Monetary Policy's Structural Credibility and the Role of the Expected Inflation: A Kalman Filter Investigation. **Procedia Economics and Finance**, v. 24, p. 435-443, 2015.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v.60, n. 4, p. 473-489, 1987.

NEWKEY, W.; WEST, K. A Simple, Positive-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, 2004.

ROSA, C. The high-frequency response of exchange rates to monetary policy actions and statements. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 2, p. 478-489, 2011a.

ROSA, C. Words that shake traders: The stock market's reaction to central bank communication in real time. **Journal of Empirical Finance**, v. 18, n. 5, p. 915-934, 2011b.

ROSS, Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

RUGE-MURCIA, Francisco J. et al. Uncovering financial markets' beliefs about inflation targets. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, n. 5, p. 483-512, 2000.

SAMPAIO, F.; BONOMO, M. Existe o equity premium puzzle no Brasil? Finanças aplicadas ao Brasil. **Os puzzles invertidos no mercado brasileiro de ativos. Finanças aplicadas ao Brasil. Rio de Janeiro, RJ: FGV Editora, 2002.**

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002.

SVENSSON, L. E. **Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994.** National bureau of economic research, 1994.

SVENSSON, L. E. **How should monetary policy be conducted in an era of price stability?** National bureau of economic research, 2000.

SVENSSON, L. E. **The simplest test of inflation target credibility.** National Bureau of Economic Research, 1993.

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

TREYNOR, J. L. Market value, time, and risk. **Time, and Risk (August 8, 1961)**, 1961.

TRONZANO, M. Inflation Targeting and Credibility: a note on the recent empirical literature. **Economia Internazionale/International Economics**, v. 58, n. 4, p. 489-506, 2005.

TRONZANO, M.; PSARADAKIS, Z.; SOLA, M. Assessing the credibility of a target zone: evidence from EMS countries. **International Journal of Finance & Economics**, v. 5, n. 2, p. 107-120, 2000.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. John Wiley & Sons, 2010.

VAL, F.; BARBEDO, C.; MAIA, M. **Expectativas Inflacionárias e Inflação Implícita no Mercado Brasileiro**. Central Bank of Brazil, Research Department, 2010.

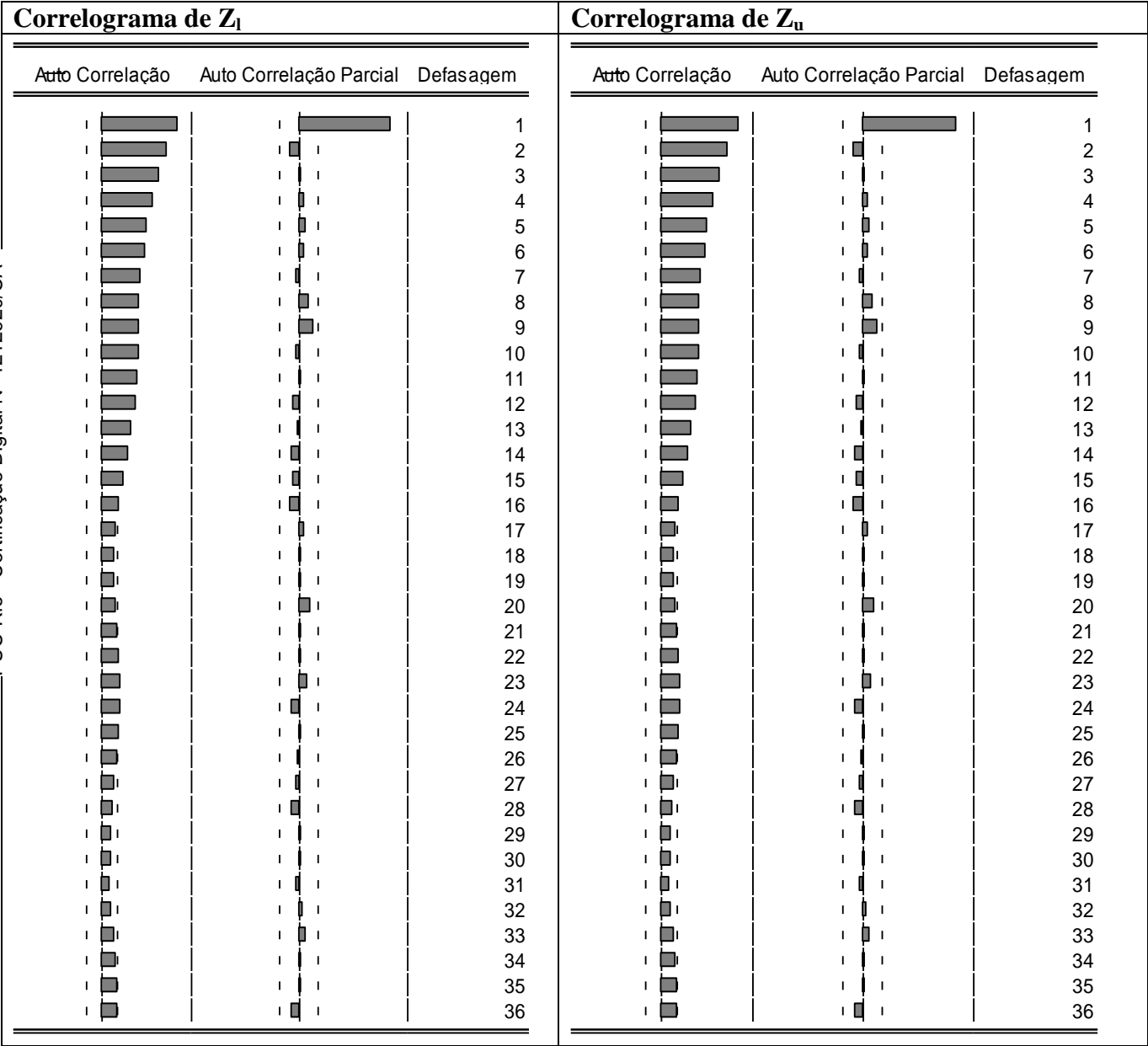
VALLS PEREIRA, P. **Modelagem e previsão de volatilidade realizada: evidências para o Brasil**. Escola de Economia de São Paulo, Getulio Vargas Foundation (Brazil), 2012.

VICENTE, J. V. M.; GRAMINHO, F. M. Decompondo a Inflação Implícita. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 2, p. 263-284, 2015.

ZHOU, B. High-frequency data and volatility in foreign-exchange rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 14, n. 1, p. 45-52, 1996.

6
Apêndices

6.1 Correlogramas das Séries Z_l e Z_u



6.2 Causalidade de Granger das Credibilidades Estimadas da Política Monetária, Risco Soberano e Inflação

Número de Defasagens: 1				
Variável	Causalidade	Variável	Estatística F	Probabilidade
Focus	não Granger-causa	Consumidor	5.83	0.02
Consumidor	não Granger-causa	Focus	2.14	0.15
Implícita	não Granger-causa	Consumidor	7.73	0.01
Consumidor	não Granger-causa	Implícita	0.25	0.62
EMBI	não Granger-causa	Consumidor	0.01	0.93
Consumidor	não Granger-causa	EMBI	4.06	0.06
IPCA	não Granger-causa	Consumidor	7.34	0.01
Consumidor	não Granger-causa	IPCA	0.02	0.89
Implícita	não Granger-causa	Focus	20.76	0.00
Focus	não Granger-causa	Implícita	6.25	0.01
EMBI	não Granger-causa	Focus	3.88	0.06
Focus	não Granger-causa	EMBI	3.03	0.08
IPCA	não Granger-causa	FOCUS	1.06	0.31
FOCUS	não Granger-causa	IPCA	3.18	0.08
EMBI	não Granger-causa	Implícita	0.09	0.77
Implícita	não Granger-causa	EMBI	6.65	0.01
IPCA	não Granger-causa	Implícita	5.73	0.02
Implícita	não Granger-causa	IPCA	8.25	0.00
IPCA	não Granger-causa	EMBI	0.62	0.43
EMBI	não Granger-causa	IPCA	0.95	0.33

6.3 Modelo Paramétrico de Svensson para Estimação de Curvas de Juros

Buscando extrair taxas de juros à vista dos preços de títulos governamentais, vários modelos e técnicas numéricas têm sido desenvolvidas. De forma geral, esses modelos podem ser categorizados em paramétricos e abordagens baseadas em *spline*, ocorrendo um *trade-off* entre a flexibilidade para representar a forma geralmente associada a curva e a suavidade de cada abordagem.

A principal característica dos modelos paramétricos é a especificação de uma única equação definida a partir da maturidade de todos os títulos. Mesmo tendo suas particularidades, nesta abordagem os parâmetros são determinados através da minimização dos desvios ao quadrado dos preços teóricos em relação aos preços observados.

O método desenvolvido por Svensson (1994) é um modelo amplamente utilizado pelo mercado, sendo atualmente estimado por bancos centrais de diversos países, tais como: Bélgica, França, Alemanha, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça e Brasil ³⁸.

Este método busca estimar curvas de juros de forma suave e flexível, ajustando em um ponto no tempo t , uma função desconto ao preço do título e assumindo uma função para a taxa de juros à vista:

$$s_m = \beta_0 + \beta_1 \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right] \left(-\frac{m}{\tau_1}\right)^{-1} \\ + \beta_2 \left\{ \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right] \left(-\frac{m}{\tau_1}\right)^{-1} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right\} \\ + \beta_3 \left\{ \left[1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right] \left(-\frac{m}{\tau_2}\right)^{-1} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right\}$$

Onde: s é a taxa e juros à vista; m é o tempo para o vencimento do título; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau_1$ e τ_2 são parâmetros a serem estimados.

Neste trabalho, a equação paramétrica foi estimada aplicando otimização não linear condicionada, onde os parâmetros τ_1 e τ_2 são maiores que zero. Além disto, os erros quadráticos da estimação foram ponderados pelo inverso da

³⁸ Além destes, os bancos centrais da Finlândia e da Itália utilizam o modelo de Nelson e Siegel (1987), considerado o modelo que deu origem ao de Svensson, sendo uma versão reduzida do mesmo.

duration dos títulos utilizados no processo, buscando a atenuar problemas de heteroscedasticidade e a melhor estimação das taxas de curto prazo. Para maiores detalhes sobre modelos de estimação de curvas de juros, consultar BIS (2005).

6.4 Ações e Setores Econômicos

Tabela 1 – Setores Econômicos, Empresas e Ações

Setor	Empresa	Ação
Bens Industriais	EMBRAER	EMBR3
Bens Industriais	MARCOPOLO	POMO4
Bens Industriais	RANDON PART	RAPT4
Bens Industriais	WEG	WEGE3
Construção e Transporte	CCR SA	CCRO3
Consumo Cíclico	LOJAS AMERIC	LAME4
Consumo não Cíclico	AMBEV S/A	ABEV3
Consumo não Cíclico	BRF SA	BRFS3
Consumo não Cíclico	NATURA	NATU3
Consumo não Cíclico	P.ACUCAR-CBD	PCAR4
Consumo não Cíclico	SOUZA CRUZ	CRUZ3
Financeiro e Outros	BRADESCO	BBDC3
Financeiro e Outros	BRADSPAR	BRAP4
Financeiro e Outros	BRASIL	BBAS3
Financeiro e Outros	ITAUSA	ITSA4
Financeiro e Outros	ITAUUNIBANCO	ITUB4
Materiais Básicos	BRASKEM	BRKM5
Materiais Básicos	FIBRIA	FIBR3
Materiais Básicos	GERDAU	GGBR4
Materiais Básicos	GERDAU MET	GOAU4
Materiais Básicos	KLABIN S/A	KLBN4
Materiais Básicos	SID NACIONAL	CSNA3
Materiais Básicos	UNIPAR	UNIP6
Materiais Básicos	USIMINAS	USIM5
Materiais Básicos	VALE	VALE5
Petróleo, Gás e Biocombustíveis	PETROBRAS	PETR4
Telecomunicações	OI	OIBR4
Telecomunicações	TELEF BRASIL	VIVT4
Telecomunicações	TIM PART S/A	TIMP3
Utilidade Pública	CEMIG	CMIG4
Utilidade Pública	COPEL	CPLE6
Utilidade Pública	ELETROBRAS	ELET6
Utilidade Pública	SABESP	SBSP3
Utilidade Pública	TRACTEBEL	TBLE3
Utilidade Pública	TRAN PAULIST	TRPL4

Tabela 2 – Quantidade de Empresas por Setor Econômico

Setor Economico	Sigla para o Setor	Quantidade de Empresas
Bens Industriais	BI	4
Construção e Transporte	CT	1
Consumo Cíclico	CC	1
Consumo não Cíclico	CNC	5
Financeiro e Outros	FO	5
Materiais Básicos	MB	9
Petróleo, Gás e Biocombustíveis	PGB	1
Tecnologia da Informação	TI	0
Telecomunicações	TL	3
Utilidade Pública	UP	6
Total		35

6.5 Síntese das Expectativas de Mudança na Taxa Selic pela Técnica de Análise de Componentes Principais

O uso da Análise de Componentes Principais – ACP se tornou uma ferramenta bastante popular em finanças, sendo muito utilizada em estudos dos movimentos de curvas de juros e do mercado de ações. Entre outros motivos, isto se deve ao fato da ACP permitir a agregação de riscos de uma forma não arbitrária. Há dois conceitos bastante simples por trás desta técnica estatística.

O primeiro conceito utiliza-se da característica de diversas variáveis em finanças serem altamente correlacionadas. Mesmo não sendo perfeitamente correlacionadas, elas são muitas vezes afetadas por um grupo comum e limitado de choques econômicos, monetários ou financeiros e como resultado, essas variáveis tendem a se mover conjuntamente na mesma direção.

O segundo conceito utiliza-se do fato de variáveis altamente correlacionadas fornecerem informação redundante. Como consequência, é tentador se buscar a identificação do conjunto de fatores independentes que são responsáveis por grande parte da informação contida nas séries temporais dessas variáveis.

É exatamente isto que o ACP permite. A ACP de séries temporais consiste em estudar a matriz de correlação de sucessivos choques, buscando explicar o comportamento das variáveis observadas utilizando o menor conjunto de variáveis implícitas não observáveis. Do ponto de vista matemático, isto consiste em transformar um conjunto de k variáveis correlacionadas em um conjunto de variáveis ortogonais que reproduzem a informação original presente na estrutura de correlação (Martellini et al., 2005).

Como se percebe na seção 3, onde se descreve os dados utilizados neste trabalho, as diversas expectativas estimadas para as mudanças esperadas e não esperadas da taxa Selic são altamente correlacionadas. Neste contexto, em que as variáveis explicativas são as 5 expectativas relacionadas às pesquisas de mercado e às taxas de juros futuros, os componentes principais são denominados cp_1 , cp_2 , cp_3 , cp_4 e cp_5 . Esses componentes principais são combinações lineares independentes dos dados originais, ou seja:

$$cp_1 = \alpha_{11}(focus) + \alpha_{12}(top5) + \alpha_{13}(blb) + \alpha_{14}(f + rec) + \alpha_{15}(f + liq)$$

$$cp_2 = \alpha_{21}(focus) + \alpha_{22}(top5) + \alpha_{23}(blb) + \alpha_{24}(f + rec) + \alpha_{25}(f + liq)$$

$$cp_3 = \alpha_{31}(focus) + \alpha_{32}(top5) + \alpha_{33}(blb) + \alpha_{34}(f + rec) + \alpha_{35}(f + liq)$$

$$cp_4 = \alpha_{41}(focus) + \alpha_{42}(top5) + \alpha_{43}(blb) + \alpha_{44}(f + rec) + \alpha_{45}(f + liq)$$

$$cp_5 = \alpha_{51}(focus) + \alpha_{52}(top5) + \alpha_{53}(blb) + \alpha_{54}(f + rec) + \alpha_{55}(f + liq)$$

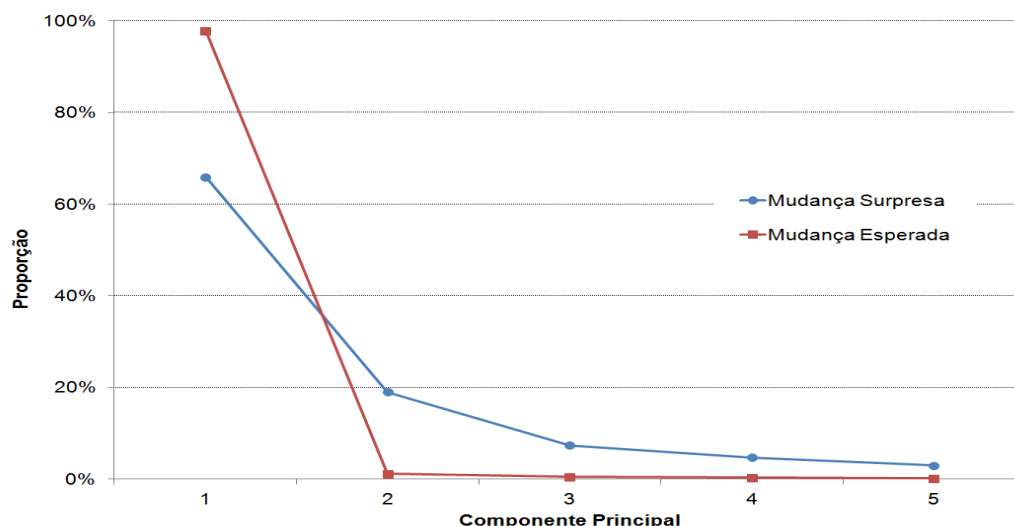
Onde: α_{ij} são os coeficientes a serem calculados e representam o coeficiente da j-ésima variável explicativa no i-ésimo componente principal. Esses coeficientes são conhecidos como *factor loadings*.

É também necessário que a soma dos quadrados dos *factor loadings* para cada componente principal seja igual a 1, ou seja $\sum_{j=1}^5 \alpha_{ij}^2 = 1 \forall i = 1, 2, \dots, 5$.

Os componentes principais podem ser definidos também como os autovalores de $(X'X)$, onde X é a matriz de observações das variáveis originais. Dessa forma, o número de autovalores é igual ao número de variáveis, k . Se os componentes principais forem ordenados, a razão $\phi_i = \frac{CP_i}{\sum_{i=1}^5 CP_i}$ fornece a proporção da variação total dos dados originais explicada pelo componente principal i (Brooks, 2014).

Neste trabalho, o primeiro componente principal possui um poder explicativo de 97% e 67%, respectivamente, da variação total das mudanças esperadas e não esperadas da taxa Selic. O graf. B.1 mostra o relatado.

Fig. 1 – Proporção Explicada pelos Componentes Principais



6.6 Surpresas Monetárias

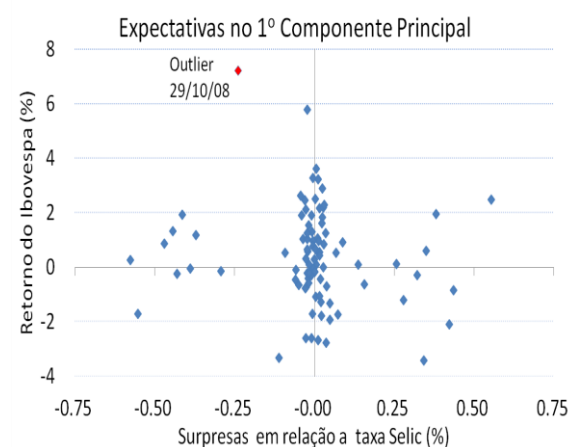
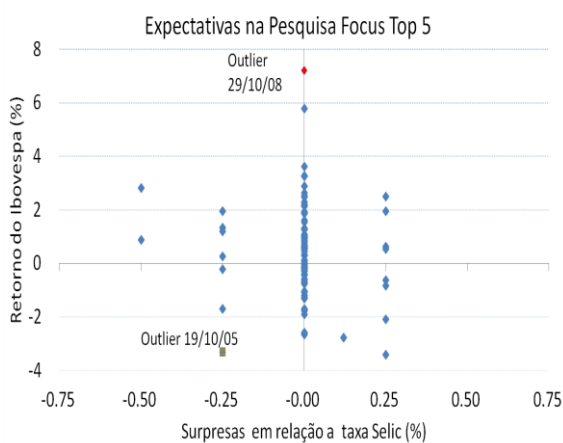
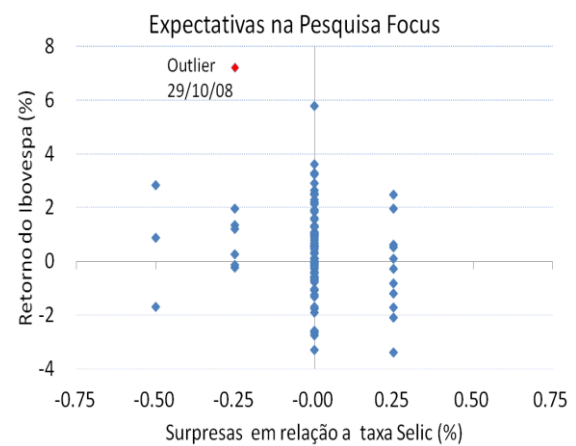
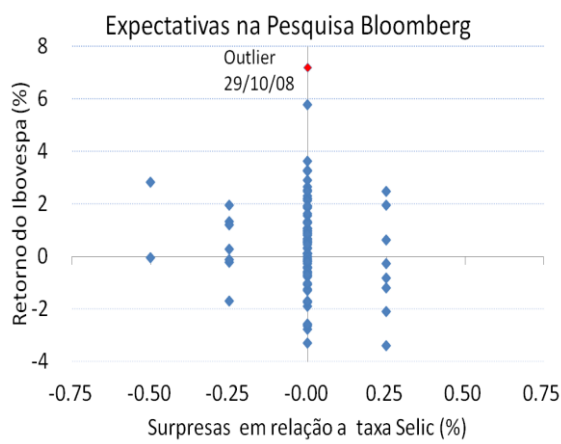
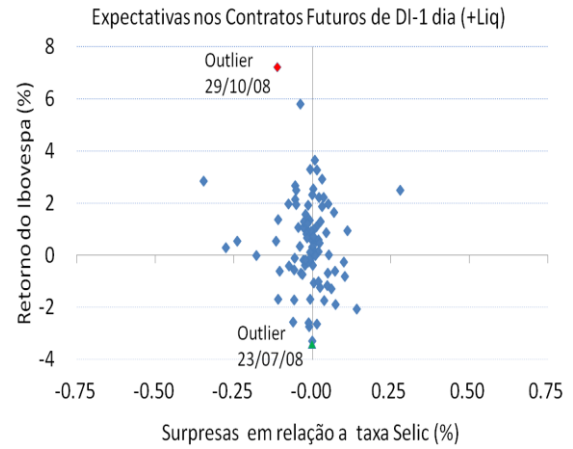
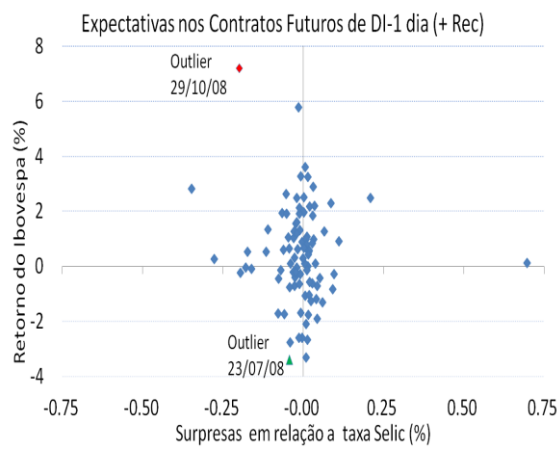
A tabela reporta os resultados da implementação das eqs. (4.2) ou (4.5), ou seja do cálculo das surpresas nas mudanças da taxa Selic, onde $Di+rec$, $di+liq$, blb , $focus$, $top5$ e $pc1$ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal.

Reunião do Copom N°	Data	Meta Selic	focus	top5	blb	f+rec	f+liq	pc1
104	19/01/2005	18.25%	0.00%	0.12%	0.00%	-0.04%	-0.01%	0.04%
105	16/02/2005	18.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.05%	-0.05%	-0.04%
106	16/03/2005	19.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.11%	0.11%	0.09%
107	20/04/2005	19.50%	0.25%	0.00%	0.25%	0.04%	0.05%	0.28%
108	18/05/2005	19.75%	0.25%	0.00%	0.25%	0.10%	0.10%	0.32%
109	15/06/2005	19.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.05%	-0.05%	-0.04%
110	20/07/2005	19.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.01%	0.01%
111	17/08/2005	19.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.04%	0.07%	0.05%
112	14/09/2005	19.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.01%
113	19/10/2005	19.00%	0.00%	-0.25%	0.00%	0.01%	0.00%	-0.11%
114	23/11/2005	18.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.05%	0.03%
115	14/12/2005	18.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.06%	0.06%	0.05%
116	18/01/2006	17.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.03%	0.02%
117	08/03/2006	16.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.01%
118	19/04/2006	15.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.05%	0.00%	0.02%
119	31/05/2006	15.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
120	19/07/2006	14.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.06%	-0.03%
121	30/08/2006	14.25%	-0.25%	-0.25%	-0.25%	-0.19%	-0.01%	-0.43%
122	18/10/2006	13.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.06%	0.00%	-0.02%
123	29/11/2006	13.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.16%	0.00%	-0.06%
124	24/01/2007	13.00%	0.00%	0.25%	0.00%	0.03%	0.07%	0.16%
125	07/03/2007	12.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.03%	0.02%
126	18/04/2007	12.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.01%
127	06/06/2007	12.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.12%	-0.12%	-0.09%
128	18/07/2007	11.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.00%	0.01%
129	05/09/2007	11.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
130	17/10/2007	11.25%	0.25%	0.00%	0.00%	0.04%	0.01%	0.14%
131	05/12/2007	11.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
132	23/01/2008	11.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.04%	-0.02%
133	05/03/2008	11.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
134	16/04/2008	11.75%	0.25%	0.25%	0.25%	-0.02%	-0.01%	0.35%
135	04/06/2008	12.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	0.01%
136	23/07/2008	13.00%	0.25%	0.25%	0.25%	-0.04%	0.00%	0.34%
137	10/09/2008	13.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.02%	0.01%
138	29/10/2008	13.75%	-0.25%	0.00%	0.00%	-0.20%	-0.11%	-0.24%
139	10/12/2008	13.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.03%	0.02%
140	21/01/2009	12.75%	-0.50%	-0.25%	-0.25%	-0.08%	-0.11%	-0.55%
141	11/03/2009	11.25%	-0.50%	-0.50%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.47%
142	29/04/2009	10.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.70%	0.02%	0.26%
143	10/06/2009	9.25%	-0.25%	-0.25%	-0.25%	-0.28%	-0.28%	-0.58%
144	22/07/2009	8.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.02%	0.02%
145	02/09/2009	8.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.02%	0.02%

(continua)

Reunião do Copom N°	Data	Meta Selic	focus	top5	blb	f+rec	f+liq	pc1
146	21/10/2009	8.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	-0.02%	0.00%
147	09/12/2009	8.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.03%	-0.03%	-0.02%
148	27/01/2010	8.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	-0.02%	0.00%
149	17/03/2010	8.75%	0.00%	0.00%	-0.50%	-0.18%	-0.18%	-0.39%
150	28/04/2010	9.50%	0.25%	0.25%	0.25%	0.00%	0.05%	0.38%
151	09/06/2010	10.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
152	21/07/2010	10.75%	-0.25%	-0.25%	-0.25%	-0.07%	-0.08%	-0.41%
153	01/09/2010	10.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	-0.02%	-0.02%
154	20/10/2010	10.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.00%	0.00%
155	08/12/2010	10.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.08%	-0.08%	-0.06%
156	19/01/2011	11.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.03%	-0.04%	-0.03%
157	02/03/2011	11.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.03%	-0.03%	-0.02%
158	20/04/2011	12.00%	-0.25%	0.00%	-0.25%	-0.07%	-0.06%	-0.29%
159	08/06/2011	12.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
160	20/07/2011	12.50%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
161	31/08/2011	12.00%	-0.50%	-0.50%	-0.50%	-0.35%	-0.35%	-0.99%
162	19/10/2011	11.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.04%	0.02%
163	30/11/2011	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.04%	0.04%	0.03%
164	18/01/2012	10.50%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.03%	-0.04%	-0.03%
165	07/03/2012	9.75%	-0.25%	-0.25%	-0.25%	-0.11%	-0.11%	-0.44%
166	18/04/2012	9.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.10%	-0.05%
167	30/05/2012	8.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.07%	0.03%	0.03%
168	11/07/2012	8.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
169	29/08/2012	7.50%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.03%	-0.03%	-0.02%
170	10/10/2012	7.25%	-0.25%	-0.25%	-0.25%	-0.02%	-0.02%	-0.37%
171	28/11/2012	7.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.09%	0.00%	0.03%
172	16/01/2013	7.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.04%	-0.02%	-0.02%
173	06/03/2013	7.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	-0.02%	-0.02%
174	17/04/2013	7.50%	0.25%	0.25%	0.00%	-0.17%	-0.24%	0.07%
175	29/05/2013	8.00%	0.25%	0.25%	0.25%	0.01%	0.14%	0.42%
176	10/07/2013	8.50%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	-0.05%	-0.03%
177	28/08/2013	9.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.04%	-0.01%	-0.02%
178	09/10/2013	9.50%	0.00%	0.00%	0.00%	0.03%	0.04%	0.03%
179	27/11/2013	10.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	0.01%	0.00%
180	15/01/2014	10.50%	0.25%	0.25%	0.25%	0.09%	0.10%	0.44%
181	26/02/2014	10.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.05%	-0.03%
182	02/04/2014	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	-0.06%	-0.02%
183	28/05/2014	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.04%	-0.03%	-0.03%
184	16/07/2014	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	-0.01%	0.00%
185	03/09/2014	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.01%	-0.01%
186	29/10/2014	11.25%	0.25%	0.25%	0.25%	0.21%	0.28%	0.55%
187	03/12/2014	11.75%	0.25%	0.00%	0.00%	-0.06%	-0.06%	0.07%
188	21/01/2015	12.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.02%	0.02%
189	04/03/2015	12.75%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	-0.02%	-0.02%
190	29/04/2015	13.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.02%	0.07%	0.02%
191	03/06/2015	13.75%	0.00%	0.00%	0.00%	0.02%	0.02%	0.02%
192	29/07/2015	14.25%	0.00%	0.00%	0.00%	0.04%	0.05%	0.04%
193	02/09/2015	14.25%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.05%	-0.05%	-0.04%

6.7 Variação do Ibovespa versus Mudanças Surpresas na Taxa Selic



6.8 Resposta Assimétrica do Ibovespa para Surpresa da taxa Selic

As tabelas 1, 2 e 3 deste Apêndice reportam os resultados da implementação da eqs. (4.14), (4.15) e (4.17), ou seja, das regressões dos retornos diários do Ibovespa em relação a mudanças esperadas e surpresas positivas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa, Δr_t^{sp} e Δr_t^{sn} são as *dummies* de surpresa positiva e negativa da taxa Selic e Δr_t^{rev} é a *dummy* de reversão na direção da taxa. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc₁ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

Tabela 1 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Surpresas Positivas

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.491**	0.382	0.536**	0.513***	0.570***	0.492**	0.394**	0.298	0.443**	0.478***	0.478***	0.382*
Δr_t^e	0.281	0.419	0.551*	0.859**	0.630*	0.288*	0.416	0.502	0.528*	0.690**	0.619*	0.247*
Δr_t^s	-1.120	-3.340	-0.643	-2.439*	-0.476	-1.532	0.045	-1.971	-0.916	-1.106	-0.732	-1.253
Δr_t^{sp}	-0.088	0.091	-0.833	-0.382	-1.024	-0.101	-0.041	0.124	-0.667	-0.654	-0.870	-0.018
R^2	0.015	0.027	0.039	0.082	0.050	0.052	0.018	0.028	0.042	0.059	0.053	0.039
Erro Padrão	1.816	1.805	1.794	1.754	1.784	1.782	1.532	1.524	1.651	1.636	1.642	1.654
DW	2.476	2.511	2.467	2.424	2.450	2.487	2.382	2.373	2.634	2.578	2.602	2.603
Observações	90	90	90	90	90	90	87	88	89	89	89	89

Tabela 2 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Surpresas Negativas

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.403	0.473*	0.542***	0.446**	0.587***	0.391*	0.353	0.421	0.451***	0.462***	0.496***	0.384*
Δr_t^e	0.281	0.419	0.520*	0.842**	0.621*	0.288*	0.416	0.502	0.504*	0.707**	0.611*	0.243*
Δr_t^s	-1.120	-3.340	-3.848	-2.740	-4.800*	-1.532	0.045	-1.971	-3.534	-3.268*	-4.476*	-1.450
Δr_t^{sn}	0.088	-0.091	-1.076	0.154	-1.501	0.101	0.041	-0.124	-0.890	-0.698	-1.314	-0.151
R^2	0.015	0.027	0.042	0.079	0.057	0.052	0.018	0.028	0.045	0.056	0.060	0.044
Erro Padrão	1.816	1.805	1.792	1.756	1.778	1.782	1.532	1.524	1.649	1.639	1.635	1.555
DW	2.476	2.511	2.473	2.433	2.438	2.487	2.292	2.338	2.596	2.525	2.544	2.547
Observações	90	90	90	90	90	90	87	87	89	89	89	88

Tabela 3 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Reversão na Direção da taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.431***	0.419***	0.435***	0.452***	0.441***	0.432***	0.412***	0.406***	0.358***	0.375***	0.363**	0.359***
Δr_t^e	0.329	0.409	0.471	0.828**	0.580*	0.278*	0.491	0.513	0.459*	0.639**	0.566*	0.227
Δr_t^s	-0.539	-1.885	-1.206	-2.725*	-1.401	-1.405	0.952	-0.295	-1.218	-1.624	-1.394	-0.869
Δr_t^{rev}	2.265***	1.822*	1.794**	1.018	1.692*	1.047	2.826***	2.402***	1.866**	1.645***	1.772**	1.644*
R^2	0.030	0.036	0.038	0.082	0.040	0.054	0.047	0.048	0.047	0.059	0.048	0.047
Erro Padrão	1.802	1.797	1.795	1.753	1.793	1.780	1.606	1.606	1.647	1.636	1.646	1.647
DW	2.465	2.497	2.474	2.433	2.448	2.478	2.409	2.421	2.655	2.604	2.618	2.601
Observações	90	90	90	90	90	90	88	88	89	89	89	89

6.9 Respostas da Taxa de Juros de Curto Prazo

As tabelas 1, 2 e 3 reportam os resultados da implementação da eqs. (4.20), (4.21) e (4.22), ou seja, das regressões de mudanças na taxa de juros de 63 dias úteis em relação a mudanças esperadas e surpresas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa, Δr_t^{manut} é a *dummy* para manutenção (não alteração) da taxa Selic e Δr_t^{rev} é a *dummy* de reversão na direção da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc₁ são, respectivamente, as expectativas Focus, Focus Top 5, Bloomberg, DI mais recente, DI mais líquido e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

Tabela 1 – Resposta da Taxa de Juros de Curto Prazo à Mudanças da Taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	-0.015*	-0.008*	-0.017***	-0.020***	-0.019**	-0.016***	-0.015**	-0.008*	-0.015**	-0.019***	-0.018**	-0.015***
Δr_t^e	0.090***	0.046***	0.041***	0.035**	0.034*	0.009	0.088***	0.043***	0.041***	0.037**	0.034*	0.009
Δr_t^s	0.619**	1.187***	0.581***	0.400***	0.453***	0.369***	0.609**	1.181***	0.582***	0.391***	0.472***	0.365***
R^2	0.457	0.857	0.540	0.358	0.359	0.622	0.444	0.858	0.554	0.348	0.382	0.618
Erro Padrão	0.079	0.040	0.072	0.085	0.085	0.066	0.079	0.040	0.071	0.086	0.084	0.065
DW	2.369	2.165	2.287	2.435	2.272	2.349	2.353	2.110	2.362	2.456	2.335	2.394
Observações	90	90	90	90	90	90	88	88	89	89	88	89

Tabela 2 – Resposta da Taxa de Juros de Curto Prazo à Manutenção da Taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	-0.014**	-0.009**	-0.018***	-0.020***	-0.019**	-0.015***	-0.015**	-0.010**	-0.017***	-0.018***	-0.018**	-0.015***
Δr_t^e	0.091***	0.044***	0.035***	0.035**	0.034*	0.010	0.088***	0.041***	0.036***	0.036**	0.034*	0.010
Δr_t^s	0.597**	1.212***	0.632***	0.400***	0.453***	0.362***	0.597**	1.213***	0.632***	0.400***	0.472***	0.362***
$\Delta r_t^s * \Delta r_t^{manut}$	0.230	-0.220*	-0.289**	0.007	-	0.119	0.196	-0.344**	-0.285**	-0.224*	-	0.066
R^2	0.462	0.860	0.557	0.358	0.359	0.625	0.446	0.864	0.571	0.351	0.382	0.619
Erro Padrão	0.079	0.040	0.071	0.086	0.085	0.066	0.079	0.039	0.070	0.086	0.084	0.066
DW	2.411	2.111	2.232	2.436	2.272	2.391	2.366	2.106	2.305	2.451	2.335	2.409
Observações	90	90	90	90	90	90	88	88	89	89	88	89

Tabela 3 – Resposta da Taxa de Juros de Curto Prazo à Reversão na Direção da Taxa

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	-0.013*	-0.007*	-0.015**	-0.016***	-0.016**	-0.014***	-0.013*	-0.008*	-0.013**	-0.015**	-0.015**	-0.013**
Δr_t^e	0.083***	0.046***	0.043***	0.043***	0.044***	0.011*	0.080***	0.043***	0.044***	0.046***	0.044***	0.012**
Δr_t^s	0.504**	1.111***	0.489***	0.301***	0.325***	0.323***	0.487**	1.100***	0.489***	0.284***	0.342***	0.316***
Δr_t^{rev}	-0.326***	-0.126***	-0.267***	-0.360***	-0.348***	-0.190***	-0.332***	-0.130***	-0.268***	-0.369***	-0.340***	-0.197***
R^2	0.550	0.870	0.599	0.470	0.458	0.649	0.544	0.872	0.615	0.467	0.477	0.648
Erro Padrão	0.072	0.039	0.068	0.078	0.079	0.063	0.072	0.038	0.066	0.078	0.078	0.063
DW	2.353	2.200	2.303	2.485	2.329	2.366	2.358	2.170	2.397	2.526	2.408	2.427
Observações	90	90	90	90	90	90	88	88	89	89	88	89

6.10 Resposta Assimétrica do Ibovespa para Elevação, Redução e

Manutenção da taxa Selic

As tabelas 1, 2 e 3 reportam os resultados da implementação da eq. (4.16), ou seja, das regressões dos retornos diários do Ibovespa em relação a mudanças esperadas, surpresas e manutenção ou elevação da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa, Δr_t^{manut} é a *dummy* para manutenção da taxa Selic e Δr_t^{elev} , Δr_t^{redu} são as *dummies* para, respectivamente, elevação e redução da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc₁ são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *.

Tabela 1 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Elevação da taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.582*	0.576*	0.577*	0.676**	0.665**	0.596*	0.265	0.258	0.231	0.285	0.322	0.394
Δr_t^e	0.546	0.709	0.735	1.294*	1.073	0.429	0.201	0.292	0.309	0.569	0.528	0.267
Δr_t^s	-0.957	-2.643	-1.507	-2.661**	-1.740	-1.520*	-0.339	-1.702	-1.578	-2.170*	-2.819**	-1.258*
Δr_t^{elev}	-0.336	-0.374	-0.316	-0.536	-0.525	-0.391	0.265	0.249	0.323	0.116	0.096	-0.054
R^2	0.018	0.030	0.032	0.087	0.039	0.055	0.021	0.030	0.041	0.056	0.064	0.039
Erro Padrão	1.814	1.802	1.801	1.749	1.794	1.779	1.530	1.523	1.514	1.545	1.498	1.654
DW	2.492	2.540	2.502	2.473	2.483	2.510	2.372	2.410	2.409	2.590	2.610	2.604
Observações	90	90	90	90	90	90	87	87	87	88	87	89

Tabela 2 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Manutenção da taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.386***	0.375***	0.396***	0.394***	0.387***	0.384***	0.463***	0.454***	0.461***	0.394***	0.445***	0.386***
Δr_t^e	0.266	0.397	0.473*	0.838**	0.620*	0.284*	0.432	0.518	0.592*	0.673**	0.621*	0.249*
Δr_t^s	-1.287	-2.885	-1.780	-3.019**	-2.043	-1.642*	-0.086	-1.631	-1.323	-2.064*	-2.756**	-1.278*
Δr_t^{manut}	0.231	0.197	0.205	0.253	0.261	0.210	-0.353	-0.378	-0.388	-0.247	-0.328	-0.052
R^2	0.018	0.029	0.032	0.083	0.036	0.054	0.029	0.039	0.050	0.060	0.073	0.039
Erro Padrão	1.813	1.803	1.801	1.752	1.797	1.780	1.524	1.515	1.507	1.541	1.491	1.654
DW	2.491	2.529	2.498	2.452	2.467	2.500	2.367	2.408	2.406	2.583	2.600	2.597
Observações	90	90	90	90	90	90	87	87	87	88	87	89

Tabela 3 – Resposta Assimétrica do Ibovespa para Redução da taxa Selic

	Amostra Completa						Amostra Excluindo Outliers					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Regressores	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁	di+rec	di+liq	blb	focus	top5	pc ₁
α	0.530**	0.458*	0.515*	0.483*	0.492*	0.478*	0.148	0.100	0.130	0.131	0.076	0.300
Δr_t^e	0.068	0.329	0.322	0.795	0.539	0.246	0.988	1.157*	1.155*	1.398**	1.555**	0.330
Δr_t^s	-1.563	-3.025	-1.980	-3.052*	-2.086	-1.691*	0.603	-1.140	-0.673	-1.072	-1.570	-1.213
Δr_t^{redu}	-0.247	-0.093	-0.195	-0.063	-0.104	-0.113	0.670	0.761	0.690	0.736	0.987*	0.214
R^2	0.016	0.027	0.030	0.079	0.032	0.051	0.031	0.044	0.051	0.072	0.087	0.040
Erro Padrão	1.815	1.805	1.802	1.756	1.800	1.782	1.522	1.512	1.506	1.489	1.435	1.653
DW	2.477	2.515	2.483	2.429	2.445	2.482	2.379	2.427	2.420	2.395	2.428	2.599
Observações	90	90	90	90	90	90	87	87	87	88	87	89

6.11 Causalidade de Granger de Surpresas Monetárias e Variáveis Macroeconômicas

$\Delta ipca_t^s$, $\Delta igpm_t^s$, Δvv_t^s , Δdes_t^s , Δpi_t^s é a variação surpresa, respectivamente no IPCA, no IGP-M, nas vendas a varejo, na taxa de desemprego e na produção industrial. Δr_t^s é a variação surpresa da taxa Selic, representada neste caso pelo 1º componente principal das expectativas de política monetária utilizadas no artigo.

Número de Defasagens: 2

Variável	Causalidade	Variável	Estatística F	Probabilidade
$\Delta ipca_t^s$	não Granger-causa	Δr_t^s	0.38	0.68
Δr_t^s	não Granger-causa	$\Delta ipca_t^s$	0.44	0.65
$\Delta igpm_t^s$	não Granger-causa	Δr_t^s	0.04	0.96
Δr_t^s	não Granger-causa	$\Delta igpm_t^s$	0.40	0.67
Δvv_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	1.94	0.15
Δr_t^s	não Granger-causa	Δvv_t^s	0.59	0.56
Δpi_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	4.69	0.01
Δr_t^s	não Granger-causa	Δpi_t^s	0.94	0.39
Δdes_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	0.43	0.65
Δr_t^s	não Granger-causa	Δdes_t^s	1.33	0.27

Número de Defasagens: 3

Variável	Causalidade	Variável	Estatística F	Probabilidade
$\Delta ipca_t^s$	não Granger-causa	Δr_t^s	0.24	0.87
Δr_t^s	não Granger-causa	$\Delta ipca_t^s$	0.76	0.52
$\Delta igpm_t^s$	não Granger-causa	Δr_t^s	0.08	0.97
Δr_t^s	não Granger-causa	$\Delta igpm_t^s$	0.36	0.78
Δvv_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	1.28	0.29
Δr_t^s	não Granger-causa	Δvv_t^s	0.44	0.73
Δpi_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	2.82	0.04
Δr_t^s	não Granger-causa	Δpi_t^s	1.29	0.28
Δdes_t^s	não Granger-causa	Δr_t^s	0.62	0.61
Δr_t^s	não Granger-causa	Δdes_t^s	1.08	0.36

6.12 Tabela 1 - Resposta dos Ativos Individuais a Mudanças da Taxa Selic (Retornos Normais e Amostra com *Outliers*)

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.9), ou seja das regressões dos retornos diários das ações/setores em relação a mudanças esperadas e surpresas negativas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	di+rec				di+liq				blb				focus				top5				pc1			
	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)	(w)	(x)
IBOV	0.448***	0.277	-1.338	0.015	0.426***	0.410	-2.988	0.027	0.450***	0.488*	-1.827	0.029	0.462***	0.850**	-3.008**	0.079	0.457***	0.631*	-2.022	0.032	0.440***	0.290*	-1.660*	0.051
BI	0.344**	-0.413	-1.345	0.023	0.342**	-0.373	-1.346	0.021	0.348**	-0.335	-1.178	0.023	0.352***	-0.068	-2.391***	0.060	0.347**	-0.096	-2.477***	0.052	0.340**	-0.089	-1.199**	0.042
CT	0.468*	0.276	-6.964*	0.076	0.469*	0.522	-5.488	0.028	0.525*	0.410	-0.902	0.005	0.532*	0.711	-2.122	0.018	0.534*	0.158	1.173	0.004	0.512*	0.291	-1.534	0.018
CC	0.671***	-0.422	-0.739	0.008	0.655***	-0.351	-2.198	0.012	0.661***	-0.179	-2.885*	0.029	0.675***	-0.053	-2.547	0.028	0.667***	0.093	-3.802**	0.045	0.656***	-0.046	-1.732	0.030
CNC	0.356***	-0.145	-1.228	0.009	0.346**	-0.071	-1.959	0.012	0.358***	0.009	-1.595	0.020	0.366***	0.353	-3.005**	0.088	0.360***	0.236	-2.634**	0.050	0.348***	0.071	-1.524*	0.050
FO	0.620***	-0.167	-1.820	0.008	0.619***	-0.108	-1.569	0.004	0.629***	-0.069	-1.129	0.005	0.635***	0.397	-3.398**	0.051	0.630***	0.131	-2.101	0.015	0.618***	0.057	-1.469	0.021
MB	0.365*	0.362	-1.883	0.022	0.321*	0.601	-5.532**	0.061	0.368**	0.686*	-2.876**	0.051	0.386**	1.074**	-3.714**	0.096	0.380**	0.743*	-2.100	0.031	0.356**	0.386*	-2.246**	0.073
PGB	0.442	0.591	-0.979	0.016	0.438	0.661	-1.067	0.014	0.449	0.713	-0.608	0.015	0.456	1.067	-2.133	0.036	0.453	0.756	-0.467	0.014	0.441	0.377	-0.947	0.022
TL	0.045	0.295	0.146	0.006	0.044	0.300	0.160	0.006	0.045	0.319	0.045	0.006	0.046	0.620	-1.584*	0.028	0.041	0.644*	-2.001	0.031	0.036	0.206	-0.680	0.015
UP	0.179	0.058	-2.371**	0.031	0.168	0.182	-2.924	0.026	0.193*	0.184	-1.169	0.012	0.200	0.300	-1.305	0.019	0.199*	0.148	-0.494	0.003	0.188	0.124	-0.992	0.022
ABEV3	0.161	-0.368	2.609*	0.046	0.156	-0.454	1.633	0.020	0.127	-0.223	-1.913	0.025	0.135	-0.340	-0.571	0.011	0.131	-0.106	-2.138	0.028	0.133	-0.156	-0.334	0.012
BBAS3	0.643***	0.407	-3.060	0.029	0.668***	0.434	-0.073	0.007	0.669***	0.508	-0.532	0.009	0.674***	0.883*	-2.288	0.032	0.668***	0.840	-2.380	0.027	0.655***	0.329	-1.349	0.024
BBDC3	0.732***	-0.454	-1.387	0.009	0.729***	-0.412	-1.447	0.009	0.736***	-0.388	-1.095	0.009	0.741***	0.096	-3.612*	0.043	0.738***	-0.311	-1.372	0.010	0.727***	-0.102	-1.272	0.016
BRAP4	0.421*	0.092	-2.616	0.014	0.375	0.358	-6.428**	0.043	0.427*	0.432	-3.288*	0.031	0.446*	0.854	-4.263**	0.066	0.439*	0.550	-2.865	0.023	0.413*	0.290	-2.609**	0.051
BRFS3	0.558***	-0.781**	-2.373	0.037	0.555***	-0.716**	-2.314	0.034	0.577***	-0.872***	0.194	0.034	0.572***	-0.533	-2.188	0.040	0.570***	-0.637	-1.696	0.034	0.566***	-0.297*	-0.855	0.033
BRKM5	0.460**	0.393	-1.703	0.015	0.410**	0.650	-5.942***	0.051	0.461**	0.705	-2.731**	0.035	0.478**	0.845	-2.182	0.032	0.475**	0.634	-1.152	0.013	0.455**	0.358	-1.770*	0.037
CCRO3	0.468*	0.276	-6.964*	0.076	0.469*	0.522	-5.488	0.028	0.525*	0.410	-0.902	0.005	0.532*	0.711	-2.122	0.018	0.534*	0.158	1.173	0.004	0.512*	0.291	-1.534	0.018
CMIG4	0.190	0.694**	-4.910***	0.109	0.181	0.920**	-4.679*	0.069	0.225	0.958**	-1.853	0.052	0.239	1.186***	-2.065	0.065	0.233	1.084**	-1.776	0.049	0.211	0.533**	-1.997*	0.084
CPL6	0.360*	-0.241	-1.511	0.006	0.368	-0.227	-0.522	0.002	0.374*	-0.284	0.224	0.003	0.371*	-0.386	0.614	0.005	0.377*	-0.661	2.539	0.025	0.378*	-0.154	0.436	0.005
CRUZ3	0.419	0.156	-0.268	0.001	0.396	0.258	-2.367	0.009	0.413	0.334	-1.636	0.012	0.424	0.890	-4.073	0.075	0.418	0.523	-2.243	0.019	0.402	0.233	-1.707	0.029
CSNA3	0.604*	0.756	0.798	0.014	0.552*	0.943*	-3.965	0.028	0.585*	1.087*	-2.613	0.033	0.604*	1.702**	-4.711**	0.081	0.594*	1.393**	-3.436*	0.043	0.571*	0.582**	-2.351*	0.047
ELET6	0.116	-0.134	-2.928	0.013	0.109	-0.011	-3.078	0.008	0.133	0.009	-1.521	0.005	0.141	0.357	-2.927	0.025	0.138	0.010	-1.035	0.002	0.123	0.077	-1.492	0.014
EMBR3	0.193	-0.424	-3.818*	0.030	0.197	-0.319	-2.850	0.013	0.226	-0.473	0.161	0.008	0.223	-0.102	-2.231	0.020	0.218	-0.095	-2.526	0.019	0.210	-0.082	-1.265	0.016
FIBR3	0.545	-0.254	-2.113	0.006	0.492	0.007	-6.738	0.029	0.537*	0.203	-4.862**	0.038	0.563*	1.077	-7.917**	0.132	0.552*	0.447	-4.835**	0.036	0.517*	0.231	-3.837*	0.067
GGBR4	0.387	0.317	-1.726	0.010	0.333	0.589	-6.393*	0.044	0.387*	0.666	-3.180	0.033	0.406*	1.014	-3.676	0.053	0.401	0.643	-1.788	0.014	0.376	0.367	-2.272	0.041
GOAU4	0.260	0.161	-3.282	0.018	0.204	0.486	-7.828**	0.051	0.278	0.397	-2.149	0.012	0.291	0.729	-3.070	0.029	0.287	0.403	-1.370	0.006	0.264	0.278	-2.098	0.028
ITSA4	0.646***	-0.432	-0.869	0.008	0.659***	-0.464	0.418	0.008	0.653***	-0.495	0.222	0.008	0.650***	0.054	-3.227*	0.036	0.648***	-0.285	-1.392	0.010	0.643***	-0.136	-0.794	0.010
ITUB4	0.656***	-0.451	-1.169	0.008	0.664***	-0.455	-0.315	0.007	0.660***	-0.400	-0.952	0.008	0.663***	0.097	-3.600	0.041	0.658***	-0.137	-2.499	0.018	0.649***	-0.097	-1.323	0.016
KLBN4	0.588**	0.859**	-6.409*	0.104	0.539**	1.291***	-9.584**	0.115	0.625**	1.366***	-4.110***	0.080	0.653**	1.777**	-4.332*	0.102	0.648**	1.173**	-1.080	0.032	0.608**	0.734***	-3.274**	0.106
LAME4	0.671***	-0.422	-0.739	0.008	0.655***	-0.351	-2.198	0.012	0.661***	-0.179	-2.885*	0.029	0.675***	-0.053	-2.547	0.028	0.667***	0.093	-3.802**	0.045	0.656***	-0.046	-1.732	0.030
NATU3	0.230	0.331	-3.052	0.023	0.238	0.417	-1.655	0.008	0.249	0.526	-1.571	0.013	0.260	1.017*	-3.582**	0.054	0.251	0.922*	-3.495*	0.039	0.233	0.356	-2.056*	0.037
OIBR4	0.145	0.358	0.143	0.003	0.167	0.286	2.189	0.005	0.145	0.399	-0.044	0.003	0.148	0.937	-2.978*	0.026	0.142	0.729	-2.076	0.012	0.134	0.256	-0.890	0.008
PCAR4	0.412**	-0.065	-3.058	0.022	0.384**	0.142	-5.091	0.033	0.422**	0.236	-3.049	0.032	0.439**	0.731*	-4.611***	0.094	0.431**	0.480	-3.596**	0.042	0.407**	0.219	-2.667**	0.067
PETR4	0.442	0.591	-0.979	0.016	0.438	0.661	-1.067	0.014	0.449	0.713	-0.608	0.015	0.456	1.067	-2.133	0.036	0.453	0.756	-0.467	0.014	0.441	0.377	-0.947	0.022
POMO4	0.600***	-0.219	-2.989	0.014	0.638***	-0.262	1.024	0.003	0.621***	-0.146	-0.897	0.003	0.625***	0.039	-1.667	0.008	0.619***	0.147	-2.582	0.014	0.613***	-0.002	-1.075	0.008
RAPT4	0.255	-0.232	-1.145	0.005	0.264	-0.235	-0.098	0.003	0.248	0.047	-3.051*	0.032	0.264	0.427	-4.023***	0.071	0.255	0.367	-4.152**	0.056	0.239	0.079	-2.083**	0.042
SBS3P	0.059	-0.693*	-3.319*	0.039	0.042	-0.537	-4.466	0.042	0.075	-0.555	-2.030	0.029	0.083	-0.366	-2.543	0.038	0.084	-0.828	0.239	0.026	0.071	-0.213	-1.290	0.032
TBLE3	0.253*	0.187	-1.715	0.024	0.216	0.389	-4.787**	0.080	0.256*	0.449	-2.431**	0.061	0.270*	0.703**	-2.765***	0.097	0.264*	0.551	-2.172**	0.048	0.246*	0.266*	-1.867***	0.089
TIMP3	0.021	0.660	0.184	0.015	-0.008	0.783*	-2.410	0.024	0.028	0.613														

6.12 - Tabela 2 - Resposta dos Ativos Individuais a Mudanças da Taxa Selic (Retornos Normais e Amostra sem *Outliers*)

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.9), ou seja das regressões dos retornos diários das ações/setores em relação a mudanças esperadas e surpresas negativas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	di+rec				di+liq				blb				focus				top5				pc1			
	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)	(w)	(x)
IBOV	0.435***	0.426	-0.085	0.017	0.418***	0.517	-1.781	0.028	0.374***	0.477*	-1.864	0.035	0.394***	0.680**	-2.103*	0.050	0.423***	0.618*	-2.760**	0.056	0.373***	0.247*	-1.276*	0.039
BI	0.240**	-0.338	-1.347	0.024	0.238**	-0.296	-1.326	0.021	0.244**	-0.244	-1.260	0.026	0.294**	0.000	-2.449***	0.066	0.242**	0.016	-2.622***	0.071	0.235**	-0.044	-1.275**	0.054
CT	0.308	0.251	-3.887**	0.043	0.310	0.363	-2.336	0.012	0.328	0.383	-0.996	0.009	0.334	0.219	0.490	0.003	0.337	0.129	1.113	0.006	0.330	0.176	-0.498	0.007
CC	0.580***	-0.338	-0.729	0.007	0.565***	-0.268	-1.911	0.011	0.619***	-0.279	-3.852***	0.073	0.579***	0.083	-2.659	0.039	0.568***	0.242	-3.978**	0.066	0.610***	-0.067	-2.465***	0.083
CNC	0.252**	-0.162	-0.297	0.004	0.247**	-0.136	-0.806	0.006	0.245**	-0.015	-1.649	0.028	0.300***	0.328	-2.435***	0.081	0.248**	0.220	-2.667**	0.070	0.243**	0.034	-1.232*	0.044
FO	0.534***	-0.180	-0.180	0.002	0.432***	-0.228	4.127	0.030	0.529***	-0.082	-1.177	0.007	0.483***	0.209	-2.909**	0.045	0.530***	0.116	-2.132	0.019	0.526***	-0.001	-0.950	0.011
MB	0.268	0.753**	-3.039**	0.058	0.293*	0.711*	-3.743***	0.065	0.253	0.670*	-2.931**	0.072	0.280	0.811*	-2.318*	0.060	0.265	0.726*	-2.135	0.043	0.254	0.322*	-1.665**	0.060
PGB	0.427*	0.380	-1.175	0.011	0.359	0.424	-0.953	0.008	0.438*	0.480	-0.543	0.009	0.448*	0.810*	-1.972	0.029	0.442*	0.482	-0.227	0.007	0.472*	0.399*	-0.667	0.026
TL	-0.032	0.370	-0.054	0.013	-0.036	0.397	-0.276	0.013	-0.031	0.411	-0.022	0.013	-0.026	0.742**	-1.680*	0.048	-0.035	0.699*	-1.752	0.040	-0.039	0.251	-0.739	0.026
UP	0.134	0.156	-2.277**	0.037	0.120	0.289	-3.009	0.034	0.147	0.300	-1.228	0.019	0.154	0.436	-1.403	0.029	0.153	0.284	-0.635	0.008	0.140	0.180	-1.068	0.033
ABEV3	0.220	-0.359	1.477**	0.028	0.216	-0.395	0.459	0.014	0.247*	-0.099	-1.888	0.027	0.212	-0.148	-1.592	0.025	0.204	-0.095	-2.116	0.033	0.203	-0.112	-0.730	0.019
BBAS3	0.546**	0.302	-4.707**	0.052	0.668***	0.434	-0.073	0.007	0.585**	0.524	-1.736	0.016	0.533**	1.214***	-3.486**	0.072	0.582**	0.930*	-3.727*	0.048	0.555**	0.379*	-2.433**	0.053
BBDC3	0.521***	-0.575	-0.820	0.019	0.485**	-0.469	-3.506	0.029	0.507**	-0.388	-2.535	0.034	0.525**	-0.156	-3.031*	0.048	0.511**	-0.235	-2.858	0.038	0.500**	-0.127	-1.709	0.040
BRAP4	0.408*	0.227	-0.557	0.004	0.447*	0.591	-6.404**	0.051	0.326	0.418	-3.337*	0.037	0.430*	0.835**	-3.199*	0.050	0.409*	0.735*	-3.043*	0.036	0.395*	0.308*	-2.115**	0.046
BRFS3	0.553***	-0.974***	-1.091	0.055	0.554***	-0.975**	-0.961	0.055	0.632***	-1.092***	0.289	0.055	0.554***	-0.953**	-1.089	0.055	0.623***	-0.888*	-1.448	0.050	0.555***	-0.444**	-0.313	0.055
BRKM5	0.253	0.757*	-5.510***	0.059	0.327*	0.567	-4.314***	0.036	0.355*	0.691	-2.781**	0.043	0.377*	0.592	-0.839	0.014	0.369*	0.618	-1.184	0.015	0.359*	0.298	-1.231	0.026
CCRO3	0.308	0.251	-3.887**	0.043	0.310	0.363	-2.336	0.012	0.328	0.383	-0.996	0.009	0.334	0.219	0.490	0.003	0.337	0.129	1.113	0.006	0.330	0.176	-0.498	0.007
CMIG4	0.190	0.694**	-4.910***	0.109	0.236	0.654*	-4.270*	0.047	0.276	0.677*	-1.741	0.032	0.295	1.341***	-2.148	0.082	0.233	1.084**	-1.776	0.049	0.256	0.466**	-2.613**	0.100
CPLE6	0.582***	-0.548	-2.006	0.022	0.608***	-0.578	0.599	0.018	0.602***	-0.634	0.591	0.021	0.540***	-0.570	1.736	0.022	0.541***	-0.636	2.616	0.031	0.554***	-0.206	1.076	0.017
CRUZ3	0.234	-0.003	1.939	0.013	0.275	-0.120	-0.349	0.001	0.269	0.022	-1.617	0.014	0.350*	0.416	-2.274	0.033	0.337*	0.341	-2.116	0.022	0.270	0.014	-0.843	0.011
CSNA3	0.417	0.725	1.550	0.016	0.478*	0.869*	-2.503	0.021	0.585*	1.087*	-2.613	0.033	0.690**	1.940***	-4.838**	0.099	0.677**	1.626***	-3.608*	0.057	0.489*	0.530*	-1.886*	0.039
ELET6	0.044	0.026	-0.249	0.000	-0.058	0.073	-1.446	0.002	-0.054	0.181	-1.671	0.009	-0.039	0.315	-1.700	0.011	-0.047	0.216	-1.300	0.005	-0.054	0.104	-1.043	0.009
EMBR3	0.128	0.372	-1.533	0.017	0.122	0.461	-1.490	0.013	0.217	0.447	-0.124	0.008	0.137	0.297	0.934	0.009	0.290	0.107	-2.675	0.021	0.139	0.199	-0.167	0.009
FIBR3	0.474	-0.002	1.016	0.002	0.537*	0.242	-2.939	0.011	0.350	0.177	-4.952**	0.058	0.394	0.658	-5.686***	0.093	0.365	0.420	-4.891**	0.053	0.442	0.129	-2.367*	0.040
GGBR4	0.200	0.706	-4.264	0.041	0.243	0.599	-4.587*	0.040	0.182	0.459	-3.223	0.038	0.293	0.661	-1.175	0.018	0.286	0.540	-0.588	0.011	0.315	0.224	-1.695*	0.031
GOAU4	0.063	-0.029	-1.332	0.003	0.016	0.206	-5.831**	0.036	0.199	0.520	-2.228	0.020	0.232	0.607	-1.441	0.014	0.148	0.382	-1.411	0.007	0.139	0.200	-1.385	0.016
ITSA4	0.451**	-0.550	-0.570	0.016	0.528**	-0.573	6.753	0.060	0.446**	-0.493	-1.143	0.018	0.394*	0.012	-3.004*	0.045	0.439**	-0.206	-2.871	0.036	0.435**	-0.153	-1.283	0.027
ITUB4	0.463**	-0.575	-1.158	0.016	0.438**	-0.488	-2.903	0.021	0.453**	-0.395	-2.440	0.027	0.470**	-0.081	-3.463*	0.050	0.407*	-0.206	-2.170	0.018	0.406*	-0.176	-0.470	0.011
KLBN4	0.440*	0.837**	-3.580**	0.083	0.397*	1.149**	-6.765***	0.114	0.442*	1.341***	-4.198***	0.131	0.480*	1.348**	-2.049	0.074	0.465*	1.146**	-1.135	0.050	0.445*	0.631***	-2.348***	0.110
LAME4	0.580***	-0.338	-0.729	0.007	0.565***	-0.268	-1.911	0.011	0.619***	-0.279	-3.852***	0.073	0.579***	0.083	-2.659	0.039	0.623***	0.046	-4.741***	0.100	0.610***	-0.067	-2.465***	0.083
NATU3	0.000	0.055	-3.195	0.027	-0.001	0.160	-2.514	0.009	0.020	0.227	-1.600	0.010	0.033	0.675	-3.426**	0.058	0.100	0.496	-3.181*	0.029	0.006	0.218	-1.990*	0.041
OIBR4	-0.080	-0.119	-0.804	0.001	-0.059	-0.170	1.234	0.002	-0.073	-0.129	0.003	0.000	-0.149	0.561	-2.819*	0.029	-0.154	0.350	-1.865	0.009	-0.161	0.109	-0.897	0.006
PCAR4	0.339**	0.038	-0.942	0.003	0.238	0.137	-2.778	0.017	0.253*	0.222	-2.007	0.024	0.350**	0.690*	-3.787**	0.092	0.258*	0.407	-2.496**	0.036	0.250*	0.157	-1.597**	0.041
PETR4	0.427*	0.380	-1.175	0.011	0.359	0.424	-0.953	0.008	0.438*	0.480	-0.543	0.009	0.448*	0.810*	-1.972	0.029	0.442*	0.482	-0.227	0.007	0.366	0.231	-0.531	0.010
POMO4	0.367*	-0.050	-2.637	0.017	0.401*	-0.087	0.939	0.001	0.384*	0.057	-1.082	0.004	0.389*	0.275	-1.880	0.016	0.381*	0.395	-2.906	0.029	0.578**	0.146	-1.309	0.013
RAPT4	0.088	-0.460	-1.470	0.016	0.104	-0.481	0.156	0.014	0.086	-0.193	-3.063*	0.046	0.168	0.411	-4.038***	0.086	0.159	0.353	-4.181**	0.069	0.079	-0.035	-1.987**	0.055
SBSP3	-0.016	-0.705*	-1.871	0.032	-0.031	-0.610	-3.031	0.036	-0.016	-0.568	-2.074	0.036	-0.006	-0.587	-1.370	0.030	-0.007	-0.842	0.212	0.031	-0.013	-0.266	-0.814	0.031
TBLE3	0.173	0.216	-5.439***	0.099	0.176	0.276	-4.458**	0.070	0.175	0.482*	-1.784*	0.053	0.219	0.630**	-2.201**	0.086	0.214	0.459	-1.413	0.033	0.203	0.211	-1.785***	0.082
TIMP3	0.034	0.707	-0.008	0.021	-0.087	0.829*	-4.193	0.044	-0.024	0.495	1.152	0.												

6.12 - Tabela 3 - Resposta dos Ativos Individuais a Mudanças da Taxa Selic (Retornos Anormais e Amostra com *Outliers*)

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.13), ou seja das regressões dos retornos diários das ações/setores em relação a mudanças esperadas e surpresas negativas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	di+rec				di+liq				blb				focus				top5				pc1			
	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)	(w)	(x)
	0.448***	0.277	-1.338	0.015	0.426***	0.410	-2.988	0.027	0.450***	0.488*	-1.827	0.029	0.462***	0.850**	-3.008**	0.079	0.457***	0.631*	-2.022	0.032	0.440***	0.290*	-1.660*	0.051
IBOV	0.044	-0.548**	0.229	0.058	0.057	-0.623**	1.292	0.069	0.041	-0.622**	0.187	0.060	0.037	-0.587**	-0.334	0.054	0.036	-0.457**	-1.163	0.058	0.040	-0.271**	0.035	0.056
BI	0.137	0.110	-6.554**	0.086	0.140	0.331	-5.050	0.029	0.194	0.152	-0.149	0.001	0.196	0.223	-0.439	0.002	0.200	-0.190	2.197	0.012	0.186	0.140	-0.777	0.006
CT	0.151	-0.656*	0.765	0.031	0.153	-0.712*	0.656	0.028	0.136	-0.605	-1.214	0.027	0.138	-0.844*	0.409	0.032	0.136	-0.487	-1.791	0.031	0.141	-0.312	-0.116	0.026
CC	0.037	-0.279	-0.282	0.017	0.038	-0.283	-0.174	0.017	0.036	-0.265	-0.422	0.017	0.037	-0.153	-1.005	0.028	0.035	-0.122	-1.310	0.033	0.033	-0.094	-0.451	0.022
CNC	0.142*	-0.443***	-0.524	0.062	0.157*	-0.495***	0.870	0.076	0.147*	-0.524***	0.380	0.077	0.143*	-0.430**	-0.522	0.062	0.143*	-0.478***	-0.215	0.063	0.146*	-0.220***	0.046	0.065
FO	-0.045	-0.005	-0.133	0.000	-0.058	0.049	-1.377	0.015	-0.048	0.074	-0.808	0.014	-0.043	0.120	-0.725	0.014	-0.044	0.007	-0.088	0.000	-0.048	0.035	-0.410	0.010
MB	0.006	0.395	-0.304	0.014	0.008	0.412	0.027	0.012	0.013	0.374	0.626	0.012	0.012	0.343	0.710	0.013	0.013	0.287	1.117	0.015	0.013	0.166	0.299	0.013
PGB	-0.195	0.119	1.439	0.010	-0.173	-0.004	3.155*	0.027	-0.198	-0.036	1.669*	0.019	-0.206	-0.003	0.803	0.006	-0.268	0.215	-0.535	0.004	-0.199	-0.009	0.698	0.010
TL	-0.068	-0.137	-1.480	0.023	-0.067	-0.095	-1.136	0.010	-0.057	-0.122	-0.256	0.004	-0.056	-0.267	0.633	0.016	-0.055	-0.193	0.249	0.006	-0.056	-0.058	-0.057	0.004
UP	-0.151	-0.490*	3.384	0.081	-0.144	-0.647***	3.218	0.051	-0.186	-0.470*	-0.798	0.021	-0.185	-0.804*	1.259	0.044	-0.185	-0.451	-0.812	0.021	-0.174	-0.308**	0.661	0.033
ABEV3	0.173	0.128	-1.908	0.020	0.206	0.074	1.611	0.007	0.193	0.082	0.649	0.003	0.190	0.065	0.525	0.003	0.188	0.304	-0.994	0.009	0.189	0.071	-0.043	0.002
BBA53	0.310**	-0.701**	-0.567	0.045	0.315**	-0.727**	-0.058	0.046	0.313**	-0.778**	0.071	0.049	0.309**	-0.589	-1.354	0.049	0.310**	-0.831**	0.146	0.049	0.311**	-0.330**	-0.125	0.045
BBDC3	-0.087	-0.208	-0.617	0.004	-0.103	-0.136	-2.002	0.011	-0.089	-0.113	-1.157	0.009	-0.084	-0.098	-0.837	0.007	-0.084	-0.177	-0.402	0.004	-0.090	-0.047	-0.578	0.007
BRAP4	0.176	-1.017***	-1.142	0.054	0.186	-1.049***	-0.207	0.055	0.191	-1.264***	1.495	0.078	0.177	-1.205***	0.067	0.060	0.179	-1.127**	-0.292	0.056	0.187	-0.528***	0.382	0.061
BRFS3	0.102	0.040	0.294	0.000	0.088	0.085	-1.097	0.003	0.099	0.063	-0.196	0.000	0.100	-0.105	0.874	0.005	0.102	-0.106	0.996	0.005	0.103	-0.004	0.248	0.001
BRKM5	0.137	0.110	-6.554**	0.086	0.140	0.331	-5.050	0.029	0.194	0.152	-0.149	0.001	0.196	0.223	-0.439	0.002	0.200	-0.190	2.197	0.012	0.186	0.140	-0.777	0.006
CCRO3	-0.045	0.513	-3.985	0.092	-0.040	0.649	-2.654	0.039	-0.013	0.646	-0.735	0.028	-0.006	0.606	0.042	0.021	-0.009	0.720	-0.773	0.028	-0.020	0.345	-0.935	0.040
CMIG4	0.069	-0.471	-0.589	0.013	0.090	-0.546	1.416	0.019	0.079	-0.637	1.214	0.026	0.069	-1.024**	2.725	0.071	0.078	-1.056**	3.375**	0.075	0.090	-0.362	1.457	0.046
CPL6	0.120	0.039	0.799	0.002	0.109	0.052	-0.333	0.000	0.111	0.083	-0.421	0.001	0.114	0.402	-2.068	0.023	0.111	0.210	-1.096	0.005	0.106	0.075	-0.629	0.005
CRUZ3	0.131	0.424	2.765*	0.026	0.114	0.406	0.750	0.010	0.107	0.486	-0.256	0.012	0.111	0.681*	-1.094	0.023	0.108	0.628*	-0.952	0.018	0.106	0.220	-0.212	0.012
CSNA3	-0.116	-0.365	-2.147	0.013	-0.107	-0.334	-1.025	0.007	-0.099	-0.389	-0.069	0.006	-0.100	-0.365	-0.337	0.006	-0.099	-0.429	0.088	0.007	-0.101	-0.150	-0.250	0.006
ELET6	-0.017	-0.496	-2.370	0.020	0.005	-0.513	0.024	0.012	0.011	-0.709	1.713	0.028	-0.001	-0.509	-0.394	0.011	-0.002	-0.393	-1.146	0.013	0.001	-0.232	-0.048	0.011
EMBR3	0.148	-0.648	-0.266	0.013	0.126	-0.581	-2.349	0.016	0.134	-0.448	-2.683	0.023	0.146	0.159	-5.312*	0.078	0.140	-0.339	-2.682	0.022	0.124	-0.132	-2.010	0.032
FIBR3	-0.093	-0.050	0.196	0.000	-0.118	0.031	-2.109	0.010	-0.100	0.030	-0.872	0.005	-0.095	-0.020	-0.226	0.000	-0.094	-0.141	0.542	0.002	-0.098	-0.005	-0.223	0.001
GGBR4	-0.201	-0.210	-1.512	0.009	-0.230	-0.056	-3.988	0.032	-0.189	-0.217	-0.106	0.003	-0.189	-0.271	0.165	0.004	-0.187	-0.330	0.603	0.007	-0.191	-0.077	-0.238	0.003
GOAU4	0.141	-0.683**	0.403	0.058	0.169	-0.825**	2.809	0.088	0.145	-0.934***	1.843	0.103	0.131	-0.762**	-0.246	0.053	0.134	-0.908***	0.772	0.067	0.144	-0.407***	0.794	0.077
ITSA4	0.174	-0.753***	0.070	0.074	0.196	-0.864***	1.992	0.095	0.173	-0.878***	0.494	0.084	0.167	-0.764***	-0.700	0.070	0.167	-0.779***	-0.594	0.070	0.173	-0.385***	0.182	0.076
ITUB4	0.191	0.439	-5.131**	0.085	0.166	0.722*	-6.370**	0.072	0.224	0.746*	-2.547	0.042	0.240	0.850	-1.850	0.034	0.239	0.472	0.316	0.010	0.216	0.393*	-1.821*	0.050
KLBN4	0.151	-0.656*	0.765	0.031	0.153	-0.712*	0.656	0.028	0.136	-0.605	-1.214	0.027	0.138	-0.844*	0.409	0.032	0.136	-0.487	-1.791	0.031	0.141	-0.312	-0.116	0.026
LAME4	-0.075	0.267	-2.400	0.018	-0.060	0.305	-0.519	0.004	-0.056	0.360	-0.604	0.005	-0.051	0.614	-1.697	0.018	-0.057	0.657	-2.245	0.021	-0.067	0.241	-1.144	0.016
NATU3	-0.076	0.190	1.734	0.004	-0.028	-0.038	5.841**	0.023	-0.081	0.030	1.769	0.006	-0.089	0.253	-0.197	0.001	-0.090	0.252	-0.243	0.001	-0.082	0.021	0.730	0.003
OIBR4	0.113	-0.192	-2.050	0.019	0.099	-0.075	-3.029	0.023	0.121	-0.031	-1.783	0.020	0.130	0.227	-2.586*	0.053	0.125	0.104	-2.107	0.027	0.112	0.050	-1.526	0.041
PCAR4	0.006	0.395	-0.304	0.014	0.008	0.412	0.027	0.012	0.013	0.374	0.626	0.012	0.012	0.343	0.710	0.013	0.013	0.287	1.117	0.015	0.013	0.166	0.299	0.013
PETR4	0.213	-0.360	-1.128	0.005	0.266	-0.531	3.968	0.021	0.226	-0.471	0.788	0.008	0.219	-0.574	0.885	0.009	0.218	-0.271	-0.937	0.005	0.227	-0.212	0.419	0.006
POMO4	-0.043	-0.372	0.303	0.010	-0.020	-0.479	2.275	0.020	-0.056	-0.236	-1.773	0.017	-0.049	-0.083	-2.051	0.025	-0.055	0.024	-2.988	0.038	-0.058	-0.098	-0.933	0.016
RAPT4	-0.239	-0.796**	-1.940	0.064	-0.244	-0.739*	-2.176	0.062	-0.229	-0.785*	-0.882	0.058	-0.229	-0.872*	-0.344	0.059	-0.224	-1.121**	1.355	0.087	-0.226	-0.371*	-0.145	0.058
SBSP3	0.049	0.021	-1.087	0.006	0.019	0.170	-3.654*	0.038	0.047	0.228	-2.052*	0.032	0.059	0.292	-1.527	0.023	0.054	0.337	-2.033	0.030	0.042	0.136	-1.342**	0.037
TBLE3	-0.314	0.382	1.436	0.011	-0.319	0.367	0.701	0.008	-0.309	0.127	2.946*	0.035	-0.323*	0.276	0.976	0.010	-0.324*							

6.12 - Tabela 4 - Resposta dos Ativos Individuais a Mudanças da Taxa Selic (Retornos Anormais e Amostra sem *Outliers*)

A tabela reporta os resultados da implementação da eq. (4.13), ou seja das regressões dos retornos diários das ações/setores em relação a mudanças esperadas e surpresas negativas da taxa Selic, onde α é o intercepto, Δr_t^e é a mudança esperada e Δr_t^s é a mudança surpresa da taxa Selic. Di+rec, di+liq, blb, focus, top5 e pc1 são, respectivamente, as expectativas DI mais recente, DI mais líquido, Bloomberg, Focus e Focus Top 5 e do 1º componente principal. Os níveis de significância 1%, 5% e 10% são indicados, respectivamente, por ***, ** e *. As siglas dos setores econômicos e dos códigos de negociação das ações estão discriminados no Apêndice 6.4.

	di+rec				di+liq				blb				focus				top5				pc1			
	α	Δr_t^s	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2	α	Δr_t^e	Δr_t^s	R^2
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)	(w)	(x)
	0.435***	0.426	-0.085	0.017	0.418***	0.517	-1.781	0.028	0.374***	0.477*	-1.864	0.035	0.394***	0.680**	-2.103*	0.050	0.423***	0.618*	-2.760**	0.056	0.373***	0.247*	-1.276*	0.039
IBOV	-0.040	-0.629***	0.241	0.097	-0.031	-0.682***	0.758	0.100	-0.009	-0.629**	0.163	0.074	-0.004	-0.489**	-1.133*	0.087	-0.053	-0.475**	-1.709**	0.106	-0.010	-0.277**	0.053	0.070
BI	0.096	0.324	-3.890***	0.062	0.098	0.449	-2.490	0.021	0.122	0.396	-0.261	0.009	0.041	-0.161	1.600	0.012	0.126	0.087	1.917	0.018	0.124	0.177	-0.086	0.008
CT	0.165	-0.492	-0.395	0.017	0.139	-0.650*	-0.887	0.032	0.089	-0.421	-1.294	0.018	0.209	-0.670	-0.520	0.028	0.089	-0.265	-2.010	0.025	0.208	-0.270	-0.494	0.028
CC	0.008	-0.342	-0.324	0.027	-0.021	-0.277	-0.582	0.021	-0.018	-0.272	-0.448	0.021	-0.017	-0.158	-1.016	0.033	0.006	-0.202	-1.251	0.040	0.004	-0.126	-0.440	0.031
CNC	0.146*	-0.458***	-1.043	0.086	0.177**	-0.405**	-0.343	0.059	0.180**	-0.481***	0.384	0.075	0.125	-0.453***	-0.701	0.096	0.154**	-0.522***	-0.002	0.084	0.152**	-0.210***	-0.121	0.079
FO	-0.066	0.109	-0.099	0.004	-0.087	0.021	-0.809	0.006	-0.051	0.063	-0.357	0.004	-0.048	0.009	0.131	0.001	-0.046	-0.033	0.426	0.004	-0.045	-0.004	0.177	0.002
MB	0.012	0.274	-0.376	0.010	0.008	0.318	-0.756	0.011	0.020	0.236	0.671	0.009	0.017	0.179	0.815	0.011	0.018	0.119	1.269	0.015	0.020	0.105	0.328	0.009
PGB	-0.171	-0.181	2.255	0.022	-0.200*	-0.108	1.847	0.014	-0.210*	-0.208	1.716*	0.034	-0.219*	-0.056	0.089	0.000	-0.223*	0.032	-0.378	0.001	-0.214*	-0.054	0.411	0.005
TL	-0.007	-0.208	-2.153*	0.058	-0.009	-0.145	-1.679	0.026	-0.050	-0.098	0.265	0.003	-0.051	-0.254	1.038	0.032	-0.050	-0.192	0.780	0.014	-0.022	-0.047	0.203	0.004
UP	-0.055	-0.476**	1.548	0.060	-0.050	-0.553**	1.358	0.045	-0.070	-0.454*	-0.742	0.033	-0.023	-0.487	0.241	0.028	-0.069	-0.434	-0.777	0.033	-0.066	-0.240*	0.046	0.035
ABEV3	0.307*	0.106	-3.394**	0.065	0.291*	0.011	0.993	0.003	0.236	-0.024	0.704	0.003	0.281	0.065	-0.039	0.000	0.229	0.183	-0.867	0.006	0.295*	-0.153	1.260	0.028
BBAS3	0.169	-0.965***	-0.969	0.129	0.224*	-0.913***	-0.600	0.103	0.163	-0.918***	-1.493	0.132	0.168	-0.874**	-1.513	0.133	0.166	-0.911**	-1.345	0.131	0.104	-0.408***	0.244	0.101
BBDC3	-0.072	-0.054	0.739	0.004	-0.065	-0.098	1.055	0.004	-0.011	-0.131	-0.049	0.001	-0.011	-0.151	0.033	0.002	-0.006	-0.262	0.797	0.007	-0.004	-0.091	0.328	0.004
BRAP4	0.173	-0.741**	-0.813	0.034	0.186	-0.786*	0.432	0.037	0.231	-1.140***	1.479	0.079	0.173	-0.844**	-0.163	0.036	0.174	-0.759*	-0.623	0.034	0.181	-0.385**	0.266	0.039
BRF53	-0.063	0.251	-4.429	0.045	0.034	-0.046	-0.962	0.002	0.043	-0.072	-0.184	0.001	0.042	-0.265	0.960	0.009	0.045	-0.267	1.114	0.008	0.047	-0.070	0.320	0.003
BRKM5	0.096	0.324	-3.890***	0.062	0.098	0.449	-2.490	0.021	0.122	0.396	-0.261	0.009	0.119	0.144	1.401	0.014	0.126	0.087	1.917	0.018	0.124	0.177	-0.086	0.008
CCRO3	-0.006	0.519	-4.743**	0.119	0.016	0.373	-2.231	0.019	0.040	0.357	-0.620	0.010	0.045	0.264	0.273	0.005	0.043	0.380	-0.447	0.008	0.036	0.174	-0.404	0.010
CMIG4	0.139	-0.233	-1.561	0.011	0.164	-0.279	1.062	0.007	0.098	-0.458	2.075**	0.030	0.193	-0.830*	2.631*	0.072	0.102	-0.901**	4.218***	0.095	0.173	-0.246	1.537*	0.043
CPL6	-0.022	0.151	2.440	0.020	-0.073	0.333	1.857	0.016	-0.042	0.216	-0.541	0.004	-0.034	0.351	-1.009	0.011	-0.037	0.198	-0.194	0.002	-0.039	0.075	-0.073	0.002
CRUZ3	0.211	0.506*	3.621***	0.056	0.114	0.406	0.750	0.010	0.107	0.486	-0.256	0.012	0.111	0.681*	-1.094	0.023	0.108	0.628*	-0.952	0.018	0.106	0.220	-0.212	0.012
CSNA3	-0.078	-0.480	-1.739	0.018	-0.074	-0.441	-1.354	0.014	-0.062	-0.521	-0.010	0.014	-0.065	-0.518	-0.230	0.014	-0.064	-0.586	0.243	0.015	-0.063	-0.216	-0.142	0.013
ELET6	0.056	0.296	-0.695	0.009	-0.010	0.295	0.161	0.005	0.074	-0.557	1.699	0.022	-0.014	0.075	1.764	0.016	-0.010	0.121	1.658	0.011	-0.003	0.088	0.645	0.008
EMBR3	-0.064	-0.682	1.640	0.033	-0.080	-0.688	-0.641	0.021	-0.092	-0.479	-2.791	0.036	-0.069	-0.133	-3.871*	0.063	-0.029	-0.200	-4.854**	0.070	0.031	-0.132	-2.460*	0.058
FIBR3	-0.128	0.099	-0.487	0.001	-0.118	0.031	-2.109	0.010	-0.100	0.030	-0.872	0.005	-0.049	-0.052	0.333	0.001	-0.044	-0.194	1.336	0.011	-0.068	0.042	-1.177	0.019
GGBR4	-0.139	-0.078	-1.251	0.006	-0.204	0.032	-3.019	0.021	-0.128	-0.070	-0.119	0.000	-0.179	-0.228	0.733	0.006	-0.127	-0.160	0.477	0.002	-0.175	-0.038	-0.020	0.001
GOAU4	0.017	-0.676**	0.703	0.075	0.086	-0.745**	3.143	0.095	0.048	-0.810***	1.054	0.085	0.043	-0.725**	0.152	0.068	0.068	-0.658**	1.850	0.069	0.032	-0.364***	1.203	0.101
ITSA4	0.111	-0.852***	-1.689	0.123	0.078	-0.927***	-0.406	0.119	0.164	-0.805***	-0.305	0.093	0.116	-0.784***	-1.267	0.120	0.114	-0.780***	-1.360	0.120	0.111	-0.348***	-0.728	0.121
ITUB4	0.021	0.257	-3.471**	0.055	-0.003	0.464	-4.748**	0.055	0.032	0.547	-2.587	0.050	0.048	0.349	-0.221	0.007	0.046	0.236	0.443	0.005	0.036	0.239	-1.151	0.029
KLBN4	0.165	-0.492	-0.395	0.017	0.139	-0.650*	-0.887	0.032	0.089	-0.421	-1.294	0.018	0.209	-0.670	-0.520	0.028	0.089	-0.265	-2.010	0.025	0.208	-0.270	-0.494	0.028
LAME4	-0.184	0.030	-2.558	0.016	-0.183	0.104	-1.764	0.004	-0.165	0.097	-0.581	0.001	-0.214	0.473	-1.651	0.017	-0.164	0.353	-2.021	0.015	-0.174	0.122	-1.102	0.012
NATU3	-0.310	-0.308	0.749	0.007	-0.263	-0.513	4.847**	0.036	-0.309	-0.523	1.819	0.019	-0.320	-0.392	0.149	0.005	-0.319	-0.395	0.234	0.005	-0.309	-0.232	0.855	0.013
OIBR4	0.017	-0.089	-1.572	0.013	0.004	0.008	-2.467	0.018	0.069	0.094	-0.852	0.006	0.076	0.339	-1.928	0.037	0.071	0.197	-1.235	0.011	0.016	0.045	-1.004	0.022
PCAR4	0.012	0.274	-0.376	0.010	0.008	0.318	-0.756	0.011	0.020	0.236	0.671	0.009	0.017	0.179	0.815	0.011	0.018	0.119	1.269	0.015	0.020	0.105	0.328	0.009
PETR4	0.058	-0.215	-2.157	0.015	0.100	-0.334	2.746	0.018	-0.008	-0.309	0.616	0.006	0.071	-0.181	-0.394	0.003	-0.016	-0.072	-1.216	0.007	0.071	-0.090	-0.123	0.003
POMO4	0.009	-0.364	-0.703	0.009	0.028	-0.431	1.320	0.014	-0.009	-0.210	-2.589	0.033	0.079	0.158	-3.718**	0.079	-0.002	0.106	-3.920**	0.064	0.050	-0.045	-1.701	0.043
RAPT4	-0.239	-0.796**	-1.940	0.064	-0.287	-0.636	-2.638	0.059	-0.229	-0.785*	-0.882	0.058	-0.229	-0.872*	-0.344	0.059	-0.224	-1.121**	1.355	0.087	-0.232	-0.274	-1.272*	0.075
SBSF3	0.027	0.349	0.359	0.017	0.027	0.299	-4.059**	0.064	0.019	0.507**	-1.398	0.049	0.071	0.435	-1.615	0.039	0.028	0.492*	-0.684	0.027	0.019	0.233*	-0.798	0.041
TBLE3	-0.232	0.298	1.458	0.012	-0.238	0.269	0.867	0.008	-0.231	0.125	1.988*	0.024	-0.246	0.315	0.142	0.007	-0.246	0.374	-0.245	0.008	-0.240	0.098	0.464	0.009
TIMP3	-0.018	0.035</																						