

Os Impactos das Mudanças Inesperadas da SELIC no Mercado Acionário Brasileiro

Fernando Nascimento de Oliveira[†]
PUC-RJ

Alexandre Romaguera Rodrigues da Costa^Ω
JAR Consultoria

RESUMO

Para analisar empiricamente o impacto das mudanças inesperadas da SELIC no mercado acionário brasileiro entre janeiro de 2003 e maio de 2012, construímos uma medida de surpresa da SELIC, baseada em consenso de mercado. Nossa amostra de eventos é composta de 88 reuniões do COPOM. Em 32 desses eventos ou reuniões, foram observadas mudanças não esperadas. Nossos resultados mostram que para cada 1% de aumento não esperado na SELIC, o índice de mercado, IBOVESPA decresce 3,28%.

Palavras-Chave: SELIC. Mercado acionário. Mercado de capitais. Bovespa. Surpresas. Estudo de evento.

Recebido em 15/07/2010; revisado em 01/10/2010; aceito em 16/12/2010; divulgado em 05/03/2012

***Autor para correspondência:**

[†]. Doutor em Economia pela PUC-RJ
Vínculo: Professor Assistente Economia PUC/RJ
Endereço: Rua Tiradentes 114 903 Ingá Niterói – RJ – Brasil.
E-mail: fernando.nascimento@bcb.gov.br
Telefone: (21) 2189-5011 Fax: (21) 2189-5092

^Ω Mestre em Economia IBMEC-RJ
Vínculo: JAR Consultoria
Endereço: Av. Borges de Medeiros 3.235 Ap202, Rio de Janeiro – RJ – Brasil. CEP: 22470 - 001.
E-mail: alexandre.romaguera@icloud.com
Telefone: (21) 3923-5667

Nota do Editor: *Esse artigo foi aceito por Bruno Funchal*



Este trabalho foi licenciado com uma Licença [Creative Commons - Atribuição 3.0 Não Adaptada](https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/).

1 INTRODUÇÃO

Um dos principais instrumentos utilizados pelos Bancos Centrais de todo o mundo para a preservação do poder de compra da moeda é a taxa básica de juros. No Brasil, a taxa básica de juros é a SELIC. O Banco Central do Brasil (BACEN), ao criar o Comitê de Política Monetária (Copom) em 1996, teve como objetivo aumentar o grau de transparência das decisões tomadas acerca da SELIC.ⁱ

As decisões do Copom são tomadas em reuniões realizadas em datas previamente divulgadas. Nestes encontros, são discutidas a conjuntura econômica atual e as perspectivas futuras dos agregados macroeconômicos, em especial do índice de inflação utilizado como meta. As decisões são anunciadas logo após o término das reuniões juntamente com um breve comentário. As discussões mais detalhadas do porquê da manutenção ou alteração da meta da SELIC são registradas em atas publicadas na semana posterior ao encontro.

Nosso objetivo neste artigo é analisar como mudanças não esperadas na taxa básica de juros — SELIC — após o seu anúncio pelo COPOM afetam o retorno de um índice agregado do mercado acionário, IBOVESPA.ⁱⁱⁱⁱ

Para estimar estas respostas é essencial que se definam corretamente mudanças não antecipadas ou choques não antecipados de política monetária. Há várias formas de se fazer isso. Neste artigo, criamos uma medida de surpresa baseada em consensos de cada reunião do COPOM publicados de janeiro de 2003 a maio de 2012 no jornal “Valor Econômico”. Uma abordagem semelhante foi utilizada, por exemplo, em Poole et al. (2002), que utilizaram o consenso publicado no “Wall Street Journal” (WSJ).

Como resultado principal de nosso estudo, encontramos que uma variação positiva não esperada de 1% na taxa SELIC acarreta uma variação negativa de 3,28% no índice IBOVESPA. Esse resultado é maior do que o obtido por Gonçalves Junior (2007) em estudo semelhante ao nosso para o mercado acionário brasileiro que é de 1,30% para cada 1% de variação da taxa SELIC.^{iv}

Para verificar a robustez dos nossos resultados, realizamos algumas outras análises empíricas. Em primeiro lugar, verificamos a resposta de índice agregado do mercado acionário, IBRA, nas datas dos nossos eventos.^v Neste caso, encontramos que uma variação positiva de 1% na taxa SELIC acarreta uma variação negativa de 1,28% no índice IBRA.

Em segundo lugar, estudamos as respostas dos retornos de 38 ações em relação às variações da taxa SELIC nas datas do COPOM que fazem parte de nossa amostra. Os ativos individuais apresentaram, em sua maioria, o mesmo comportamento dos índices agregados do mercado. Dos 38 ativos analisados, 22 apresentaram correlações negativas e significativas com os choques não esperados de política monetária.

Os preços das ações respondem a revisões nas expectativas sobre a política monetária futura. Esta, por sua vez, pode estar relacionada a notícias sobre alterações nas condições macroeconômicas. Nosso foco em ações de políticas monetárias inesperadas permite evitar questões difíceis de endogeneidade e simultaneidade e, portanto, entender mais claramente a reação do mercado de ações à política monetária.

Em alguns pontos, nosso artigo se alinha com Bernanke & Kuttner (2004). Os autores utilizaram taxas de juros futuras de curto prazo para construir sua medição de surpresa do anúncio do FED sobre a taxa básica de juros.^{vi} Encontram que um aumento imprevisto de 1% da taxa básica de juros norte-americana está relacionada a uma queda de 1% no índice agregado do mercado de ações norte-americano. Além disso, adaptam Campbell (1991) e Campbell e Ammer (1993) para estudar por que canais choques monetários inesperados afetam os retornos das ações.

Os objetivos fundamentais da política monetária são expressos em termos de variáveis macroeconômicas, tais como produção e inflação. No entanto, a influência da política monetária sobre essas variáveis é indireta. Os efeitos mais diretos das ações de política monetária estão relacionados aos mercados financeiros. Ao afetar os preços das ações, a política monetária modifica o comportamento dos agentes econômicos. Portanto, nosso artigo, ao procurar entender bem as relações entre a política monetária não antecipada e os preços das ações, contribui para a melhor compreensão dos mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil. Isso é tão útil para o Banco Central do Brasil que pode aumentar a eficácia de suas políticas monetárias, quanto para os agentes privados que irão reagir a novos incentivos em suas escolhas econômicas.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2, fazemos a revisão da literatura. Na seção 3, apresentamos a metodologia empírica. Na seção 4, descrevemos os dados. Na seção 5 apresentamos os resultados e na seção 6 concluímos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Apesar de já existirem amplos estudos sobre os impactos da política monetária sobre diversos canais, poucos se aventuraram a tentar explicar o porquê das reações dos mercados de ativos à política monetária. Conforme observam Bernanke & Kuttner (2004), entender esse mecanismo é de suma importância para os formuladores de política econômica, pois — apesar do objetivo primordial de manter as variáveis macroeconômicas em ordem (produtividade, emprego e inflação) — é no mercado de ativos que se dá a propagação de tal estratégia.

Nesse contexto, Roley & Sellon (1995) concluíram que os impactos da política monetária nos juros de longo prazo são mais fortes do que se supunha anteriormente. As análises anteriores se focavam em estudo de evento simples (no dia da informação da nova taxa de juros), ao passo que os impactos de longo prazo são antecipados pelo mercado e afetam as taxas se percebidos como mudanças persistentes.

A metodologia desenvolvida por Campbell (1991) e Campbell, Armer (1993), que usam vetores autorregressivos (VAR) para calcular revisões nas expectativas de bônus, ações, inflação e taxas de juros de curto prazo, foi posteriormente aplicada em diversos estudos sobre o tema. Essa metodologia permite decompor os diversos efeitos atuantes sobre o preço de determinado ativo.

Kuttner (2001) busca estimar os efeitos das mudanças de política do FED no espectro do mercado de taxa de juros, fornece a ferramenta para construir uma mensuração de surpresa nas mudanças de taxas de juros, utilizando as taxas futuras dos FED funds. O artigo de Bernanke e Kuttner (2004) utiliza-se das ferramentas desenvolvidas por Kuttner (2001), Campbell (1991) e Campbell, Armer (1993), buscando saber o porquê de mudanças inesperadas na condução da política monetária afetarem o mercado acionário. O artigo baseia-se em um estudo de evento e aplica metodologia de Vetor Autorregressivo (VAR) para decompor os componentes principais desse impacto entre efeitos na taxa de juros real, nos retornos futuros em excesso ou nos dividendos futuros esperados. Surpreendentemente, a descoberta é que o fator principal não é a mudança na taxa de juros real, recaindo, portanto, nas variáveis de retornos e dividendos futuros.

Poole, Rasche e Thornton (2002) investigam até que ponto os participantes do mercado antecipam as ações de política monetária do FED, notaram que estudos de evento geram resultados que, embora significativos, possivelmente subestimam a intensidade dessas respostas. Neste mesmo artigo, os autores defendem a maior transparência como forma de oferecer maior rapidez à propagação das novas diretrizes adotadas na condução da política

monetária. O artigo focou no período de reuniões a partir de 1987, argumentando que, anteriormente, o mercado se atinha à variação monetária em vez de se ater a mudanças da taxa de juros.

Thorbecke e Alami (1994) constataram uma resposta significativa dos retornos das ações na segunda metade da década de setenta (representadas pelos índices Dow Jones e S&P) às mudanças na taxa-alvo pelo FOMC. Em ambos os artigos, os ativos responderam às mudanças não esperadas da taxa básica.

Por fim, um estudo recente utiliza dados *intraday* para medir o quanto da surpresa se deve a decisões do FOMC e o quanto se deve a pronunciamentos do FED. Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) descobriram significância para os dois eventos com a utilização de uma metodologia com janelas temporais mais estreitas e isolando os dois fatores. Curiosamente, os autores constataram uma maior relevância para as informações divulgadas pelo FED do que para o anúncio da taxa em si.

No que diz respeito à literatura brasileira, destaca-se o trabalho de Tabak e Tabata (2004a). Os autores não encontraram evidências de que a estrutura a termo de juro brasileira responda a ações de política monetária. Em estudo posterior, os autores decompuseram a meta para a taxa básica de juro entre meta antecipada e não antecipada; assim, Tabak e Tabata (2004b) realizaram diversos testes em outro estudo de evento para o período de 2000 a 2003, desta vez confirmando, então, o grau de antecipação anteriormente visto, mas constatando respostas significativas da estrutura a termo à componente não antecipada.

Raphael de Almeida Barbosa (2008) aborda o impacto das mesmas decisões na estrutura a termo da taxa de juros e conclui existir tal impacto para o período de Jan/ 2004 a Set/2008. Como se vê, o período de análise, em termos de realidade brasileira, pode modificar substancialmente as conclusões de um estudo.

Oliveira e Ramos (2011) identificam choques não antecipados de política monetária por meio dos contratos de DI futuro. A partir dessa identificação, estudam a relação entre esses choques e a estrutura a termo das taxas de juros. Os autores encontram evidências empíricas as quais sugerem que o mercado antecipa, ao menos parcialmente, as decisões de taxa de juros do Banco Central do Brasil. O artigo mostra também que choques não antecipados de política monetária são, de uma forma geral, capazes de afetar a estrutura a termo das taxas de juros.

Finalmente, Gonçalves Junior (2007) estuda o impacto das decisões inesperadas no IBOVESPA durante o período de 1996 a 2006. O autor utiliza metodologias propostas por

estudos internacionais, por meio de um estudo de evento que se mostra similar ao utilizado por Bernake & Kuttner (2004) e que será adotado no presente estudo. Em seu artigo, Gonçalves Junior (2007) encontra que a cada 1% de impacto não esperado na taxa de juros, o IBOVESPA responde em 1,3%. Esse impacto se assemelha ao resultado obtido por Bernanke & Kuttner (2004). Intuitivamente, esperaríamos uma resposta maior para o Brasil, por se tratar de um mercado emergente com custos de capital maiores do que aqueles observados nos mercados mais maduros, como o norte-americano, por exemplo. Cabe ressaltar que Gonçalves Junior (2007) trabalhou com dados de junho de 1996 a março de 2006.

3 METODOLOGIA EMPÍRICA

3.1 DEFINIÇÃO DA SURPRESA DA TAXA DE JUROS

Bernanke & Kuttner (2004) se utilizaram das taxas de juros futuras de curto prazo para construir sua medição de surpresa em relação ao anúncio do FED sobre a taxa básica de juros. A mesma metodologia foi aplicada por Gonçalves Junior (2007), utilizando a taxa média do DI de 1 dia.

Mais recentemente, os órgãos de imprensa nacional começaram a publicar os consensos para cada reunião do COPOM, noticiando inclusive quando havia quebra de consenso para o anúncio da taxa básica de juros. Essa abordagem foi utilizada, por exemplo, em Poole et al. (2002), que utilizaram o consenso publicado no *Wall Street Journal* (WSJ).

Optamos por utilizar todos os consensos publicados de janeiro de 2003 a maio de 2012, nas datas anteriores ao evento, no jornal “Valor Econômico”, conforme apresentado na Tabela 1. ^{vii} Nesta Tabela, encontram-se ainda a Meta SELIC e o cálculo da medição da surpresa e da parcela da mudança esperada respectivamente definidas segundo as equações (1) e (2) abaixo:

$$\Delta a^i = MS^d - EM^{d-1} \quad (1)$$

Onde: Δa^i é o componente de mudança inesperada; MS^d Meta SELIC anunciada no

COPOM e EM^{d-1} Expectativa da Meta SELIC conforme o jornal “Valor Econômico” no dia anterior ao COPOM;

Por definição, $\Delta a^i > 0$ é uma surpresa positiva e $\Delta a^i < 0$ é uma surpresa negativa.

$$\Delta a^e = EM^{d-1} - MS^{d-1} \quad (2)$$

Onde: Δa^e é a componente de mudança esperada; EM^{d-1} é a Expectativa da Meta SELIC conforme o jornal “Valor Econômico” no dia anterior ao COPOM; MS^{d-1} Meta SELIC vigente no dia anterior ao anúncio do COPOM.

Por definição, a variação total será a soma entre as parcelas esperada e não esperada:

3.2 ESTIMANDO A RESPOSTA DO MERCADO DE AÇÕES

Seguindo Bernanke & Kuttner (2004), adotaremos como metodologia o estudo de eventos, ou seja, estudaremos como o índice de mercado se comporta antes e depois do anúncio da taxa de juros por parte do COPOM. Inicialmente vamos testar se mudanças totais na taxa SELIC não têm impacto sobre um índice agregados de ações, BOVESPA. Para tanto, vamos estimar a equação (3) abaixo por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).^{viii}

A Hipótese que queremos testar (Hipótese Nula) é que β é igual a zero, ou seja, que variações totais na taxa SELIC não têm impacto sobre os índice BOVESPA e IBRA.

$$H_t = \alpha + \beta \Delta a_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

H_t Retorno diário das ações do IBOVESPA;

Δa_t Variação total da meta da Taxa SELIC em um evento

ε_t Erro representativo de outros fatores não ligados à política monetária onde e

$$E[\varepsilon_t] = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

A seguir, vamos separar a variação total em componente surpresa e componente esperado. Estimamos a equação (4) abaixo por meio de MQO. Nesse modelo, as Hipóteses nulas que testaremos são que β^e e β^i são iguais a zero respectivamente.

$$H_t = \alpha + \beta^e \Delta a_t^e + \beta^i \Delta a_t^i + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:

H_t Retorno diário das ações do IBOVESPA;

Δa_t^e Variação esperada da meta da Taxa SELIC em um evento

Δa_t^i Variação não esperada da meta da Taxa SELIC em um evento

ε_t Erro representativo de outros fatores não ligados à política monetária onde e

$$E[\varepsilon_t] = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

Uma das limitações do nosso trabalho, que segue Bernanke e Kuttner (2004), é tentar explicar a variação do índice agregado do mercado de ações por meio apenas de mudanças totais, esperadas e não esperadas da taxa básica de juros, SELIC.

Há uma vasta literatura que modela o retorno agregado do índice de mercado de forma distinta dessa que escolhemos. Só para citar alguns artigos: Boyd, Jagannathan, Hu (2001) usam as surpresas não esperadas sobre a taxa de desemprego no mercado norte-americano para explicar o retorno do índice de mercado; Campbell (1991) e Campbell et al (1993) mostram que retornos não esperados do índice agregado do mercado de ações nos EUA estão correlacionados com a expectativa de pagamentos de dividendos futuros e com expectativas de retornos futuros do índice; Thornebecke (1997) analisa a reação do índice agregado de mercado norte-americano a inovações na taxa básica de juros, a alterações não esperadas nas reservas livres, a indicadores narrativos de surpresas na política monetária narrativos e por meio de janelas de eventos; finalmente, Rigobon e Sack (2003), de modo a resolver problemas de endogeneidade das respostas dos preços dos ativos, propõem um novo estimador baseado na heterocedasticidade existente em dados de ações de alta frequência.

3.3 ORTOGONALIDADE

Como descrito por Bernanke & Kuttner (2004), a ortogonalidade entre os erros e os regressores das equações (3) e (4) seria violada se o banco central definisse a taxa de juros respondendo a mudanças do mercado acionário. Ou, como os autores observam também, a ortogonalidade poderia falhar no caso de ambos responderem em conjunto aos mesmos dados (p.ex.: dados mais fracos do mercado de trabalho), este sim um fato mais corriqueiro nos EUA e não muito presente na recente história econômica brasileira.^{ix}

Em nossa amostra de decisões do COPOM, notamos que o BACEN respondeu quase sempre às pressões inflacionárias internas. Mesmo na crise mais grave na história econômica recente (a crise dos subprime^x que se iniciou em 2006), o BACEN já vinha num ritmo de cortes desde set/2005. Sendo assim, e considerando adicionalmente o fato de que, como apontam Poole et al (2002), estudos de eventos subestimam os resultados, vamos manter abordagem de estimar as equações (3) e (4) usando MQO como descrevemos anteriormente.^{xi}

3.4 ASSIMETRIA

Outra questão relevante se refere à assimetria. Ela se daria no caso de uma resposta muito mais forte e relevante para algum lado da surpresa no mercado acionário, dada a mudança da política monetária. Portanto, a informação ou resposta assimétrica se dá quando a direção da informação (se positiva ou negativa) influencia o impacto da resposta.

Um exemplo seria o mercado responder mais fortemente às quedas surpresas na taxa de juros do que aos incrementos (um mercado comumente mais otimista do que pessimista). Para

testar essa hipótese, foi inserida uma variável binária (*dummy*) igual a 1 quando a surpresa é positiva e outra variável binária (*dummy*) igual a 1 quando a surpresa é negativa.

A surpresa positiva se verifica quando a taxa definida pelo BACEN é menor do que o esperado pelo mercado. Como exemplo, uma queda da SELIC maior do que a esperada ou um aumento menor do que o esperado pelo mercado. Utilizando-se da mesma lógica e em direção oposta, a surpresa negativa acontece quando a variação da taxa é maior do que a esperada pelo mercado, ou seja, um aumento da SELIC maior ou uma queda menor do que o esperado pelo mercado.

Em ambos os casos, o resultado deve ser estatisticamente insignificante para os testes, já que o mercado acionário deveria reagir com a mesma intensidade em ambos os sentidos. Vamos estimar por meio de MQO o modelo descrito na equação (5) abaixo. Nossa hipótese nula é que $\beta^{assim} = 0$.

$$H_t = \alpha + \beta^e \Delta a_t^i + \beta^{assim} dummy^{assim} + \varepsilon_t \quad (5)$$

4 DADOS

Nosso período amostral vai de janeiro de 2003 a maio de 2012. Nesse período ocorreram 88 reuniões do COPOM, embora nenhuma delas tenha sido extraordinária. A Tabela 1 abaixo apresenta o consenso, componente esperada, surpresa não esperada e mudança total para cada reunião do COPOM em nosso período amostral. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada.^{xii}

Como podemos observar no Apêndice A, o número de choques ou surpresas positivas é maioria. Há 19 choques positivos com média 0,18 e desvio padrão de 0,11. Há 13 choques não esperados negativos com média -0,56 e desvio padrão 0,252.

A Tabela apresenta o consenso, componente esperada, surpresa não esperada e mudança total para cada reunião do COPOM em nosso período amostral de janeiro de 2003 a maio de 2012, na forma de médias anuais. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada

está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada.

TABELA 1 CONSENSO E SURPRESAS ESPERADAS E NÃO ESPERADAS DO COPOM – MÉDIAS ANUAIS

Ano	Meta Selic definida pelo BACEN	Consenso	Componente Esperada	Componente Surpresa	Mudança total
2003	23,08	23,17	-0,63	-0,08	-0,71
2004	16,44	16,39	0,05	0,05	0,10
2005	19,15	19,10	-0,02	0,04	0,02
2006	15,09	15,05	-0,64	0,05	-0,59
2007	11,94	11,91	-0,28	0,03	-0,25
2008	12,59	12,58	0,30	0,02	0,31
2009	9,81	9,84	-0,59	-0,03	-0,63
2010	10,03	10,06	0,28	-0,03	0,25
2011	11,78	11,86	0,11	-0,08	0,03
2012	9,44	9,44	-0,63	0,00	-0,63

Além do índice agregado do mercado acionário Bovespa, vamos também analisar como robustez as respostas de outro índice agregado, IBRA. Nos Painéis A e B da Tabela 2 abaixo, apresentamos as estatísticas descritivas e matriz de correlação entre esses dois índices agregados do mercado acionário e as mudanças totais, esperadas e não esperadas da taxa SELIC.

Como se observa, a média das variações do BOVESPA é 0,33 (desvio padrão 1,99) e a média das variações do IBRA é 0,43 (desvio padrão 1,56).^{xiii} Em relação às surpresas de política monetária, a média é 0,00 (desvio padrão 0,18), e o maior valor positivo é de 0,50% (ocorrido na reunião de 19 de abril de 2006) e a maior (em valor absoluto) queda não esperada de -1,00% (ocorrida na reunião de 20 de agosto de 2003). No que diz respeito às correlações dos índices agregados com as surpresas da taxa SELIC, vemos que elas são negativas, como esperaríamos a priori.

Os Gráficos 1 e 2 abaixo mostram a dispersão do componente não esperado da variação da taxa SELIC contra a variação do IBOVESPA e IBRA respectivamente. Como se pode verificar, os 2 gráficos são muito semelhantes. Além disso, há pouca dispersão para os dois índices agregados do mercado acionário.

Nosso período amostral é de janeiro de 2003 a maio de 2012. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico, na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada. O Painel A apresenta Estatísticas Descritivas; o Painel B, a matriz de correlação.

TABELA 2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS IBOVESPA, IBRA E CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA

Painel A Estatísticas Descritivas

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
IBOVESPA	0,33	0,42	7,47	-4,77	1,99
IBRA	0,43	0,00	7,53	-3,50	1,56
SELIC	14,91	13,75	26,50	8,50	4,77
Consenso	14,91	13,75	26,75	8,50	4,77
Mudança	-0,19	0,00	1,00	-2,50	0,62
Esperada	-0,18	0,00	1,25	-2,00	0,59
Surpresa	0,00	0,00	0,50	-1,00	0,18
Observações	88	88	88	88	88

Painel B Matriz de Correlação

	IBOVESPA	IBRA	MUD _{TOTAL}	MUD _{ESP}	MUD _{SURP}
IBOVESPA	1,0000				
IBRA	0,8000 (0,0000)	1,0000			
Mudança _{TOTAL}	0,0226 (0,8345)	0,0780 (0,4701)	1,0000		
Mudança _{Esperada}	0,1091 (0,3115)	0,1161 (0,2815)	0,9584 (0,0000)	1,0000	
Mudança _{Não Esperada}	-0,2879 (0,0065)	-0,1188 (0,2701)	-0,2870 (0,0067)	0,0016 (0,9879)	1,0000
OBS	88	88	88	88	88

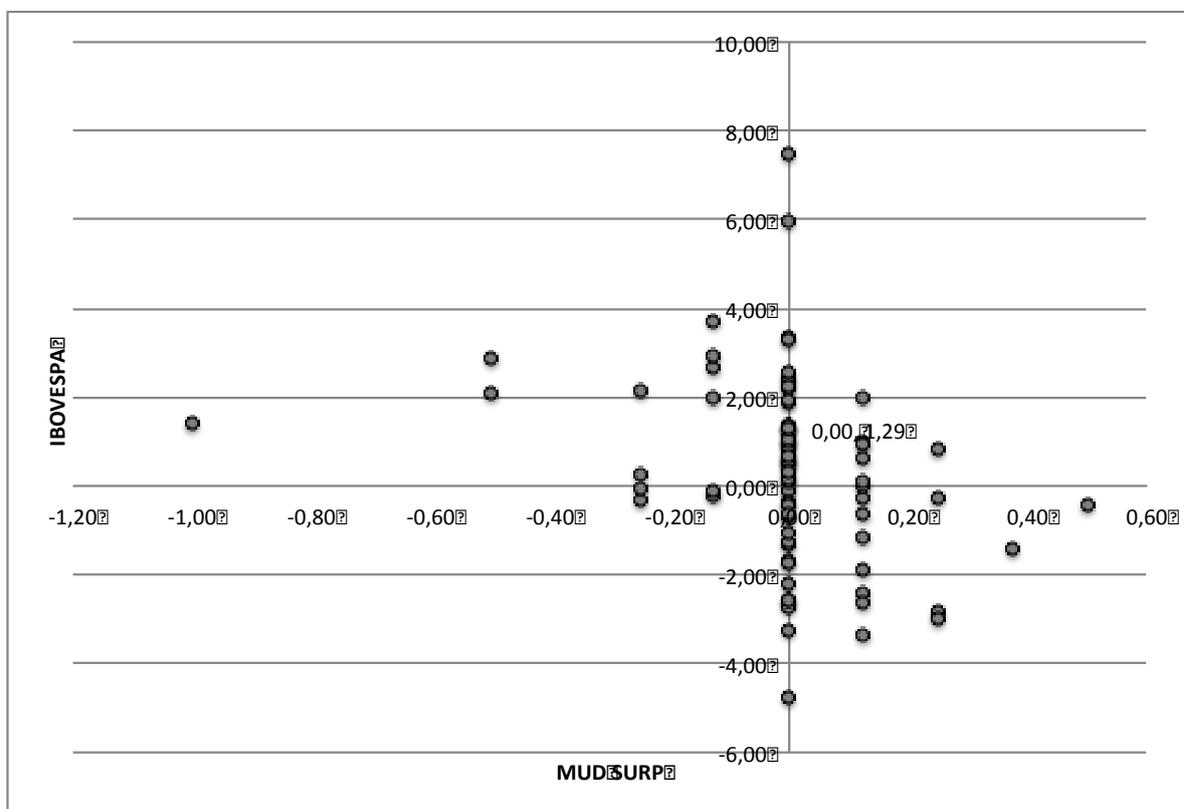


GRÁFICO 1: DISPERSÃO DO COMPONENTE NÃO ESPERADO (MUD_SURP) CONTRA VARIAÇÃO DO BOVESPA PARA AS 68 REUNIÕES DO COPOM.

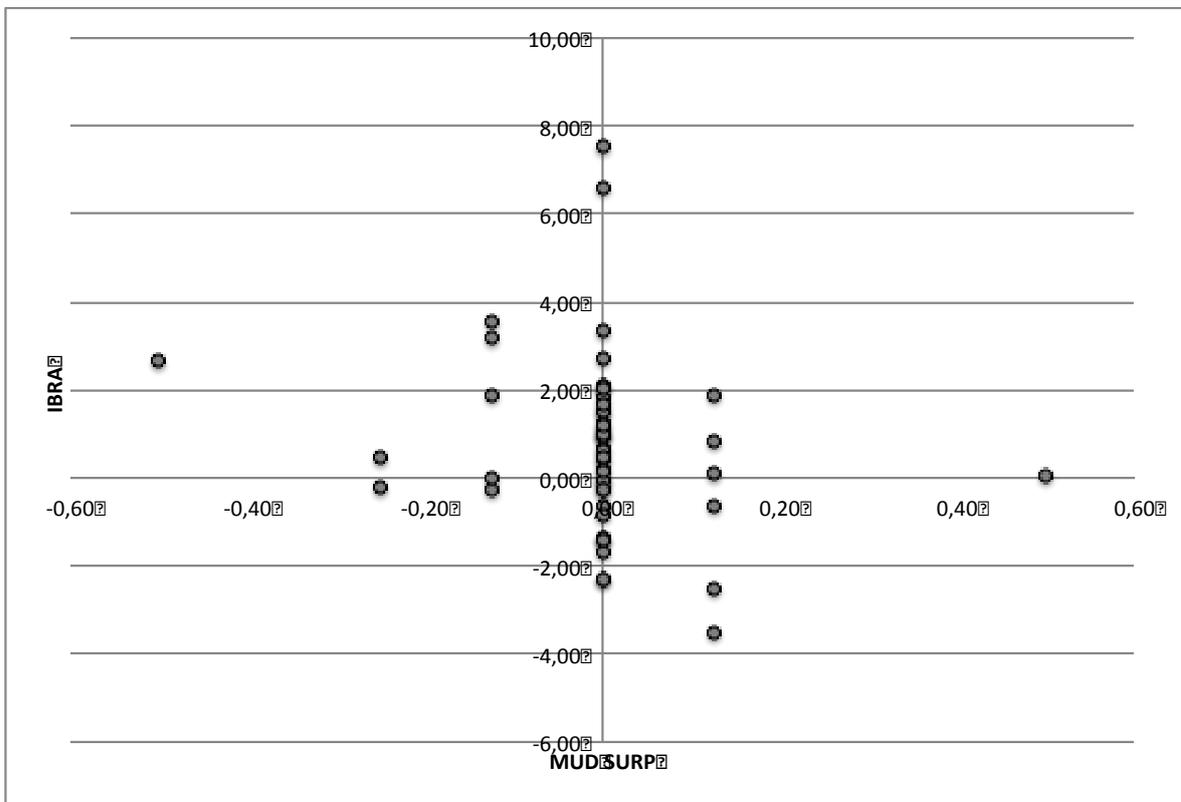


GRÁFICO:2 DISPERSÃO DO COMPONENTE NÃO ESPERADO (MUD_SURP) CONTRA VARIAÇÃO DO IBRA PARA 50 REUNIÕES DO COPOM.

Vamos também analisar impacto de mudanças inesperadas na taxa SELIC em diversas ações individuais. Utilizaremos 38 ativos dos 65 existentes no IBOVESPA. Estes são os ativos que possuem dados desde o primeiro dia de janeiro de 2003. Como o período foi de intensa movimentação de “IPOS”, alguns ativos foram excluídos da amostra, pois passaram a integrar o IBOVESPA no decorrer do nosso período amostral e não dispõem de dados para todo o período de análise.

Na Tabela 3, apresentamos estatísticas descritivas dos retornos dos ativos individuais em nossa amostra e correlações com as mudanças não esperadas e esperadas da taxa SELIC das datas do COPOM.

A Tabela apresenta estatísticas descritivas dos retornos diários dos ativos individuais para os dias de evento analisados. O retorno refere-se à variação do dia seguinte ao anúncio do COPOM em relação ao dia anterior. O período amostral é de janeiro de 2003 a dezembro de 2009.

TABELA 3: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS RETORNOS DAS AÇÕES

	Média	Mediana	Desvio Padrão
AMBV4	0,16	0,02	1,86
BBAS3	0,37	0,29	2,63
BBDC4	0,63	0,29	2,71
BRAP4	0,49	0,39	2,74
BRKM5	0,22	0,31	2,83
OIBR4	0,01	-0,04	2,62
CCRO3	0,56	0,20	3,04
CMIG4	-0,09	0,09	2,36
CPLE6	0,11	0,31	2,58
CRUZ3	0,26	0,06	2,52
CSNA3	0,64	0,58	2,73
ELET3	0,21	0,04	3,22
ELET6	0,14	-0,20	2,71
EMBR3	-0,11	0,09	2,41
GGBR4	0,43	0,49	2,76
GOAU4	0,39	0,19	2,74
ITSA4	0,72	0,42	2,48
ITUB4	0,65	0,38	2,60
KLBN4	0,73	0,40	3,18
LAME4	0,41	0,22	2,43
LIGT3	0,06	0,00	3,41
NETC4	0,01	0,00	3,34
PCAR4	0,17	0,00	2,27
PETR3	0,44	0,20	2,42
PETR4	0,37	0,44	2,44
SBSP3	0,03	0,07	2,39
TIMP3	-0,02	-0,07	3,08
TCSL4	0,06	0,00	2,60
VIVT4	-0,10	-0,08	2,05
TMAR5	0,11	-0,14	2,58
TNLP3	0,37	0,16	2,69
TNLP4	-0,02	0,00	2,20
TRPL4	0,20	0,23	2,38
UGPA3+4	0,59	0,53	1,88
USIM5	0,38	0,40	2,88
VALE3	0,47	0,22	2,49
VALE5	0,34	0,22	2,22
VIVO4	0,21	0,00	3,09

Parou de negociar em 05/04/2012
Parou de negociar em 02/08/2011
Parou de negociar em 07/06/2011
Mudança de ativo subjacente

É visível que algumas ações demonstram comportamento bem distinto dos índices agregados. Alguns como Vale3 e Vale5 apresentam correlação positiva com choques não esperados de política monetária.

4 RESULTADOS

4.1 RESPOSTAS DO MERCADO DE AÇÕES

Estimamos as equações (3) e (4) acima por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), corrigindo para correlação serial e heterocedasticidade dos erros usando Newey, West (1987) e obtivemos os seguintes resultados apresentados na Tabela 4 abaixo.

Nosso período amostral vai de Janeiro de 2003 a maio de 2012. Há 88 reuniões do COPOM. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada. A primeira coluna apresenta os resultados da estimação da equação (3), enquanto a segunda coluna apresenta as estimações da equação (4). Corrigimos para correlação serial e heterocedasticidade com Newey, West (1987).

TABELA 4 IBOVESPA E MUDANÇAS DA SELIC

	IBOVESPA	IBOVESPA
Intercepto	0,0720 (0,8345)	0,3929 (0,0695)
Mudança Total	0,0720 (0,8345)	
Mudança Esperada		0,3685 (0,2912)
Mudança não Esperada		-3,2415 (0,0065)
R ²	0,0005	0,0946
White	0,8342	0,9816
DW	2,3567	2,4198
Observações	88	88

Como se pode ver pelos resultados na Tabela 4, os coeficientes estimados da equação (3) não são estatisticamente significativos. Por outro lado, quando incluímos o elemento surpresa na equação (equação (4)), observamos que o coeficiente dessa variável se torna estatisticamente significativo. Ademais, o sinal apresentado também se mostra de acordo com aquele esperado pela teoria econômica. Uma surpresa positiva na definição da taxa de juros básica pelo COPOM implica uma variação negativa no Ibovespa. A cada 1% de mudança não esperada na taxa SELIC, temos uma queda de 3,28% esperada no índice IBOVESPA.

4.2 ASSIMETRIA

Conforme comentado anteriormente, a assimetria se daria no caso de uma resposta muito mais forte e relevante para algum lado da surpresa no mercado acionário, dada uma mudança da política monetária.

Para testar essa questão, foram inseridas variáveis binárias, *dummies*, nos sentidos positivos e negativos das surpresas. Se a assimetria existir, teoricamente, uma dessas *dummies* deve apresentar relevância estatística. Pela teoria, tal impacto não deveria acontecer, visto que o mercado deve agir da mesma forma para qualquer direção analisada.

A Tabela 5 mostra os resultados da estimação da equação (5), onde analisamos possíveis assimetrias, estimado por MQO, corrigindo mais uma vez para autocorrelação serial e heterocedasticidade com Newey, West (1987). Como se observa, os coeficientes das variáveis binárias, tanto para possíveis assimetrias nos sentidos positivo como negativo, não são significativos estatisticamente.

Há que se notar que, durante a janela de eventos analisada, houve uma quantidade muito maior de surpresas negativas do que positivas, e mesmo assim a *dummy* negativa não se mostrou relevante estatisticamente. Pode-se argumentar que o mercado aparenta ser mais otimista em relação a posições do COPOM do que pessimista, mas não que isso impacte a forma como esse mesmo mercado lida com as mudanças.

Nosso período amostral vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2009. Há 69 reuniões do COPOM. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada. A primeira coluna apresenta os resultados da estimação da equação (5) com *dummy* negativa como regressor, enquanto a segunda coluna apresenta as estimações da equação (5) com *dummy* positiva como regressor. Estimamos por MQO. Corrigimos para autocorrelação serial e heterocedasticidade com Newey, West(1987) em todas as estimações. P-valores entre parêntesis.

TABELA 5: IBOVESPA E MUDANÇAS DA SELIC COM ASSIMETRIA

	IBOVESPA	IBOVESPA
Intercepto	0,5805 (0,0030)	0,1811 (0,2485)
Mudança Esperada	0,3317 (0,3399)	0,3451 (0,3302)
Mudança não Esperada	-2,0596 (0,1459)	-2,7302 (0,0090)
Dummy Negativa	-0,8875 (0,1429)	
Dummy Positiva		0,3702 (0,6500)
R ²	0,1178	0,0972
White	0,4404	0,7094
DW	2,4256	2,3899
Breusch-Godfrey (2 lags)	0,1151	0,1072
Observações	88	88

Conforme esperado, podemos concluir, por meio da nossa amostra de eventos, que o mercado responde independente da direção das surpresas. De novo, cabe notar a maior presença de impactos negativos do que positivos e o tamanho da amostra em si. Com isso, apesar de responder de forma razoavelmente parecida em ambas as direções, o consenso costuma ser mais otimista de forma geral.

4.3 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Para analisar a robustez dos nossos resultados anteriores, vamos seguir duas etapas. Na primeira, vamos substituir o IBOVESPA por outro índice de mercado — IBRA — para verificar se sinal e magnitude dos efeitos são semelhantes àqueles que observamos com o IBOVESPA. Em uma segunda etapa, vamos analisar a reação de 32 ações pertencentes ao índice IBOVESPA a choques não esperados de política monetária.

4.3.1 Outro Índice Agregado do Mercado Acionário, IBRA

O IBRA é um índice mais amplo que o IBOVESPA. Ele tem início em 29 de dezembro de 2005 (primeira cotação em 2006). São incluídas na carteira do índice as ações que atenderem aos seguintes critérios, com base nos 12 meses anteriores: inclusão em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 99% do valor acumulado de todos os índices individuais e participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período. O índice possui todas as ações do IBOVESPA e mais 74 outras ações.

Fizemos 3 análises com o IBRA. Na primeira análise, rodamos uma regressão da equação (3) do texto substituindo o IBOVESPA pelo IBRA. Mais uma vez, corrigimos para autocorrelação serial e heterocedasticidade com Newey, West (1987). Os resultados estão na Tabela 6 Painel A. Como vemos, a resposta do IBRA é de um decréscimo de 1,20% para um aumento não esperado de 1% na SELIC.

Em uma segunda análise com o IBRA, criamos um sistema de duas equações lineares onde os regressores são idênticos aos da equação (3), e as variáveis dependentes são respectivamente o IBOVESPA e o IBRA. Para estimar o sistema, utilizamos “Seemeling Unrelated Regression”, SUR. Adicionalmente, fizemos o teste para verificar se o efeito marginal de choques não esperados sobre o IBOVESPA é superior àquele sobre o IBRA. O Painel B da Tabela 6 apresenta os resultados. Como se observa, o coeficiente de choques não esperados da equação do IBOVESPA é negativo -2,40% e significativo (p-valor 0,00). Enquanto isto, o coeficiente da mesma variável na equação do IBRA não é estatisticamente significativo, embora tenha o sinal correto, -1,20 (p-valor 0,34). Quanto ao teste para verificar a relação entre os coeficientes dos choques não esperados nas duas equações, vemos que o coeficiente do IBOVESPA é estatisticamente maior em valor absoluto, p-valor é 0,0015.

Em uma terceira análise, testamos se a assimetria da resposta a choques positivos ou negativos seria relevante para este índice agregado. Tal como fizemos anteriormente, inserimos variáveis binárias, *dummies*, nos sentidos positivos e negativos das surpresas. Se a assimetria existir, uma dessas *dummies* deve ser significativa estatisticamente.

Como mostra a Tabela 6 Painel C, tal como no caso do IBOVESPA, o mercado acionário responde de forma independente da direção das surpresas. Mais uma vez, cabe notar a maior presença de Impactos Negativos do que positivos e o tamanho da amostra em si. Com isso, apesar de responder de forma razoavelmente parecida em ambas as direções, o consenso costuma ser mais otimista de forma geral.

Nosso período amostral vai de janeiro de 2003 a maio de 2012. Há 88 reuniões do COPOM. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada e não esperada. O Painel A apresenta a estimação MQO da equação (3) do texto, substituindo o IBOVESPA pelo IBRA. O Painel B apresenta os resultados de uma estimação de um sistema de equações com IBOVESPA e IBRA como variáveis dependentes (equação (4)) feita, utilizando SUR. O

Painel C estima a equação (5) do texto, substituindo o IBOVESPA pelo IBRA. Na presença de correlação serial e heterocedasticidade, corrigimos com Newey, West (1987).

TABELA 6: IBRA E MUDANÇAS DA SELIC

Painel A Modelo Univariado

	IBRA	IBRA
Intercepto	0,2077 (0,2793)	0,4800 (0,0000)
Mudança Total	0,1956 (0,3662)	
Mudança Esperada		0,3000 (0,1900)
Mudança não Esperada		-1,0500 (0,1000)
R ²	0,0050	0,0277
White	0,6532	0,9501
DW	1,6457	2,3300
Breusch-Godfrey (2 lags)	0,0001	0,0008
Observações	88	88

Painel B Sistema de Equações

	Equação IBOVESPA	Equação IBRA
Intercepto	0,3800 (0,0670)	0,4716 (0,0049)
Mudança Esperada	0,4716 (0,0049)	0,3696 (0,0849)
Mudança não Esperada	-3,2441 (0,0050)	-1,0512 (0,2580)
p-valor da diferença mudança não esperada	-2,1800 (0,0015)	
Observações	88	88

Painel C IBRA e Mudanças na SELIC com Assimetria

	IBRA	IBRA
Intercepto	0,5930 (0,3165)	0,4563 (0,0472)
Mudança Esperada	0,2756 (0,2235)	0,2976 (0,2202)
Mudança não Esperada	-0,2100 (0,9756)	-0,7804 (0,3927)
Dummy Negativa	-0,7700 (0,0699)	
Dummy Positiva		0,1974 (0,7517)
R ²	0,0600	0,0280
White	0,4567	0,6453
DW	2,3451	2,3733
Breusch-Godfrey (2 lags)	0,1855	0,1234
Observações	88	88

4.5 ATIVOS INDIVIDUAIS

Para medição do impacto nos ativos individuais, a fórmula adotada será a mesma explicitada no item 3.2, só que mediremos os retornos de cada ativo individual na data do evento^{xiv}. Para esse caso específico, serão testados 38 ativos dos 65 existentes no BOVESPA que possuem dados desde o primeiro dia de janeiro de 2003. Como o período foi de intensa movimentação de “IPOs”, alguns ativos foram excluídos da amostra, pois passaram a integrar o IBOVESPA no decorrer do período e não dispõem de dados para todo o período de análise.

É esperado que alguns ativos respondam mais significativamente que outros, muito mais por questões inerentes à política de dividendos e perspectivas futuras de cada ativo do que pelo fato de pertencerem a um grupo exclusivo (ex.: bancos) ou à sua liquidez. Um fato importante a se destacar foi o comportamento durante a supracitada crise dos subprime. A bolsa no período 2007/2008 caiu 15%, e alguns papéis responderam mais fortemente a esse impacto. Empresas que atuavam fortemente no mercado exportador ou com commodities tiveram um período muito negativo (exemplos: Embraer com 57% de queda, Vale do Rio Doce com 19% de queda e Usiminas com 19% de queda). Para esses papéis, as surpresas positivas do mercado interno não surtiriam efeito da mesma forma que empresas de varejo, por exemplo.

Os ativos individuais apresentaram, em sua maioria, o mesmo comportamento do comportamento dos índices agregados. Dos 38 ativos analisados, 22 apresentaram coeficientes positivos e significativos para o regressor de surpresa da taxa SELIC em um nível de significância de 5%. Os resultados para os ativos individuais estão apresentados na Tabela 7 abaixo. No Painel A da Tabela 7, apresentamos os coeficientes estimados e suas significâncias estatísticas para cada ativo. No Painel B, apresentamos um breve resumo das estimações.

Nosso período amostral vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2009. Há 69 reuniões do COPOM. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada. Para todos os ativos, estimamos uma equação similar à equação (1) do texto, substituindo os retornos do índice BOVESPA pelos retornos dos ativos individuais. O Painel A apresenta os coeficientes estimados das respostas dos ativos individuais analisados para as variações da meta SELIC. O Painel B apresenta um breve resumo de todas as estimações. Em todas as estimações, controlamos para autocorrelação serial e heterocedasticidade com Newey, West (1987).

TABELA 7: ATIVOS INDIVIDUAIS E MUDANÇAS NA SELIC**Painel A Estimação Ativos Individuais**

	Intercepto	Mudança Esperada	Mudança não Esperada	R ²
AMBV4	-0,0911 (0,2149)	-0,7292 (0,2766)	-2,3792 (0,8000)	0,101076
BBAS3	0,3942 (0,4060)	0,4084 (0,4300)	-0,5370 (1,3231)	0,009124
BBDC4	0,4584 (0,3180)	-0,3248 (0,3604)	-1,8423 (1,2846)	0,020341
BRAP4	0,6324 (0,4114)	0,2745 (0,4079)	-2,8171 (1,1323)	0,031655
BRKM5	0,2336 (0,3936)	-0,2570 (0,5291)	-6,0588 (1,2964)	0,140068
BRTO04	0,1865 (0,4088)	0,1087 (0,5637)	-3,9913 (0,7681)	0,067217
CCRO3	0,6739 (0,4409)	0,1144 (0,3995)	-0,9582 (0,9288)	0,003162
CMIG4	0,0374 (0,2723)	0,4562 (0,2883)	-5,1938 (1,2328)	0,15541
CPLE6	0,2598 (0,3192)	0,8290 (0,5346)	-0,5586 (2,4227)	0,031347
CRUZ3	0,4687 (0,4161)	0,3324 (0,3549)	-2,8639 (1,8516)	0,044186
CSNA3	0,7794 (0,3751)	0,4751 (0,4539)	-5,0550 (0,9297)	0,109676
ELET3	0,5029 (0,3599)	0,4603 (0,5571)	-3,7555 (1,8823)	0,043707
ELET6	0,3308 (0,2905)	0,4296 (0,4119)	-3,8800 (1,5233)	0,068296
EMBR3	-0,5162 (0,2941)	-0,5418 (0,5346)	-1,1878 (1,2525)	0,024396
GGBR4	0,4940 (0,3143)	0,3898 (0,3391)	-4,0142 (1,4086)	0,072363
GOAU4	0,4138 (0,3389)	0,3022 (0,3940)	-3,1283 (1,4293)	0,046081
ITSA4	0,6486 (0,3003)	0,1301 (0,3531)	-0,9666 (0,8640)	0,005779
ITUB4	0,5015 (0,3012)	-0,0227 (0,3373)	-2,2414 (1,0470)	0,025245
KLBN4	0,9191 (0,4070)	0,9792 (0,3887)	-3,7166 (1,1975)	0,067887
LAME4	0,0634 (0,3448)	-0,4225 (0,3571)	-1,6501 (1,2520)	0,02992
LIGT3	0,3336	1,0266	-3,0110	0,045852

Painel B Breve Resumo das Estimacões

	Qtidade
Ativos analisados	38
Significância > 10%	11
Significância 10%	4
Significância 5%	23

4.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A motivação dos agentes econômicos acerca da taxa básica deriva dos efeitos de amplo impacto na economia real que tais decisões acarretam. Há consenso na literatura que mudanças nos juros básicos produzem efeitos em variáveis econômicas importantes, como a curva de juros, o nível de crédito, a taxa de câmbio e a precificação dos demais ativos financeiros, como bolsa de valores e derivativos.

De acordo com a teoria econômica, alterações na política monetária são transmitidas para o mercado de ações por meio de mudanças nos valores das carteiras das famílias ou indivíduos, efeito riqueza, e por alterações no custo de capital.

Tomados em conjunto, os resultados apresentados acima confirmam a existência de uma reação do mercado de ações brasileiro a mudanças inesperadas na taxa SELIC. Isso aponta para evidências indicativas de que a política monetária no Brasil tem efeitos reais e de que eles podem ser quantitativamente relevantes.

Embora tenhamos encontrado um efeito da política monetária sobre o mercado de ações de tamanho razoável, deve-se enfatizar que as surpresas de política monetária são responsáveis por apenas uma pequena parte da variabilidade global dos preços das ações.

Nossos resultados são consistentes com os de outros estudos que analisaram a relação entre a política monetária e o mercado de ações. Como exemplo, além de Bernanke e Kuttner (2004), podemos citar Thorbecke (1997), que documentou uma resposta dos preços das ações a choques não antecipados de política monetária, usando um modelo de vetores autorregressivos (VAR).

No caso da literatura brasileira, cabe comparar nossos resultados com o de Gonçalves Junior (2007). O autor observa um impacto menor de mudanças não esperadas da taxa de juros. Ele encontra que a cada 1% de impacto positivo não esperado na taxa de juros, o

IBOVESPA cai em 1,3%. Esse impacto se assemelha ao medido por Bernanke & Kuttner (2004). No entanto, cremos que esse número pode estar subestimando o verdadeiro impacto, por conta do fato de o mercado acionário brasileiro ser um mercado emergente, com mais informação assimétrica e com taxas de retorno maiores que aquelas observadas nos países industriais. Cabe ressaltar também que o artigo de Gonçalves Junior (2007) trabalhou com dados de jun/1996 a mar/2006.

5 CONCLUSÃO

Tendo como base o artigo de Bernanke e Kuttner (2004) e Gonçalves Junior (2007), construímos uma medida de surpresa da decisão de taxa de juros do COPOM. Ela foi usada para estimar o impacto das decisões do COPOM no mercado acionário. Essa medida de surpresa foi baseada em pesquisas feitas com os participantes do mercado por parte do Valor Econômico.

Nosso resultado principal é que cada 1% de surpresa positiva da taxa SELIC nas datas do COPOM impacta negativamente o mercado acionário em torno de 3%.

Nosso trabalho não encontrou nenhuma assimetria relevante para a resposta do IBOVESPA para choques não esperados positivos ou negativos da taxa SELIC. Os impactos no mercado acionário respondem igualmente em quaisquer direções.

Como robustez, verificamos a reação do IBRA e de ativos individuais a choques não esperados de política monetária. No caso da resposta do IBRA, temos decréscimo de 1,20% estatisticamente significativo para um aumento não esperado de 1% na SELIC. Para os ativos individuais, os resultados encontrados ficaram em linha com o modelo geral aplicado ao índice. É importante ressaltar que não existiram evidências significativas de uma maior resposta de um determinado tipo de segmento em detrimento de outro, ainda que pese o impacto da crise dos subprimes em determinados ativos.

O artigo apresenta uma metodologia baseada em estudos de eventos. Nesta metodologia, explicamos a variação do índice de mercado unicamente por mudanças esperadas ou não da taxa SELIC. Como explicamos anteriormente, há diversas outras formas de se modelar os retornos do índice agregado de mercado e os retornos dos ativos individuais. Cremos que isso é uma limitação do nosso trabalho. Trabalhos futuros talvez possam utilizar outras especificações para o retorno do índice de mercado que nos auxiliem ainda mais a entender a relação da dinâmica do mercado de ações com a política monetária no Brasil.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL Atas das reuniões do COPOM e resultados. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?copom>>.

BARBOSA, Raphael de Almeida. **As surpresas na política monetária e suas implicações na estrutura a termo de juros: o caso brasileiro**. 2008. 124 f. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia de Empresas) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2008

BERNANKE, Ben S.; KUTTNER, kenneth N. What explains the stock market's reaction to federal reserve policy? **Journal of Finance**, v. 60, n. 3, p. 1221-1257, jun. 2005.

BOYD, John H.; JAGANNATHAN, Ravi; HU, Jian. The stock market's reaction to unemployment news: why bad news is usually good for stocks. **Social Science Research Network**, Working Paper No. 8092, jan. 2001. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8092>>.

CAMPBELL, John Y. A variance decomposition for stock returns. **Economic Journal**, v. 101, n. 405, p. 157-179, mar. 1991

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

GONÇALVES JUNIOR, Walter. **Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro**. 2007. 90 f. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, 2007.

GÜRKAYNAK, Refet S.; SACK, Brian; SWANSON, Eric T. Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. **International Journal of Central Banking**, v. 1, n. 1, p. 55-93, maio 2005.

KUTTNER, Kenneth 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, jun. 2001.

NEWKEY, Whitney K; WEST, Kenneth D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

OLIVEIRA, Fernando. N.; RAMOS, Leonardo. Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo de juros no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 3, p. 433-470, dez. 2011. Disponível: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=12884&Itemid=3>.

POOLE, William; RASCHE, Robert H.; THORNTON, Daniel L. Market anticipations of monetary policy actions. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 84, n. 4, p. 65-93, jul./ago. 2002.

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

ROLEY, V. Vance; SELTON, Gordon H. Monetary policy actions and long-term interest rates. **Economic Review**, v. 80, n. 4, 1995.

TABAK, Benjamin M.; TABATA, Alicia. Surpresas na política monetária e a estrutura a termo da taxa de juros brasileira. **Economia Aplicada**, v. 8, n. 3, p. 383-399, 2004.

TABATA, Alicia; TABAK, Benjamin M. Testes do conteúdo informacional das decisões de política monetária. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, n. 2, p. 207-49, ago. 2004.

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

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

VALOR ECONÔMICO. Consensos sobre as metas de inflação publicados no site <www.valoronline.com.br>.

APÊNDICE A IBOVESPA, IBRA E COMPONENTES SURPRESAS

A Tabela apresenta o consenso, componente esperada, surpresa não esperada e mudança total para cada reunião do COPOM em nosso período amostral de janeiro de 2003 a maio de 2012. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A surpresa está definida na equação (1) do texto, enquanto a mudança esperada está definida na equação (2). A mudança total é a soma da mudança esperada com a não esperada.

Data	Meta Selic definida pelo BACEN	Consenso	Componente Esperada	Componente Surpresa	Mudança total
22/01/03	25,50	25,50	0,50	0,00	0,50
19/02/03	26,50	26,75	1,25	-0,25	1,00
19/03/03	26,50	26,50	0,00	0,00	0,00
23/04/03	26,50	26,50	0,00	0,00	0,00
21/05/03	26,50	26,50	0,00	0,00	0,00
18/06/03	26,00	25,75	-0,75	0,25	-0,50
23/07/03	24,50	24,25	-1,75	0,25	-1,50
20/08/03	22,00	23,00	-1,50	-1,00	-2,50
17/09/03	20,00	20,00	-2,00	0,00	-2,00
22/10/03	19,00	18,75	-1,25	0,25	-1,00
19/11/03	17,50	18,00	-1,00	-0,50	-1,50

17/12/03	16,50	16,50	-1,00	0,00	-1,00
21/01/04	16,50	16,13	-0,38	0,38	0,00
18/02/04	16,50	16,50	0,00	0,00	0,00
17/03/04	16,25	16,50	0,00	-0,25	-0,25
14/04/04	16,00	16,00	-0,25	0,00	-0,25
19/05/04	16,00	15,88	-0,13	0,13	0,00
16/06/04	16,00	16,00	0,00	0,00	0,00
21/07/04	16,00	16,00	0,00	0,00	0,00
18/08/04	16,00	16,00	0,00	0,00	0,00
15/09/04	16,25	16,25	0,25	0,00	0,25
20/10/04	16,75	16,50	0,25	0,25	0,50
17/11/04	17,25	17,25	0,50	0,00	0,50
15/12/04	17,75	17,63	0,38	0,13	0,50
19/01/05	18,25	18,25	0,50	0,00	0,50
16/02/05	18,75	18,88	0,63	-0,13	0,50
16/03/05	19,25	19,13	0,38	0,13	0,50
20/04/05	19,50	19,38	0,13	0,13	0,25
18/05/05	19,75	19,63	0,13	0,13	0,25
15/06/05	19,75	19,75	0,00	0,00	0,00
20/07/05	19,75	19,75	0,00	0,00	0,00
17/08/05	19,75	19,63	-0,13	0,13	0,00
14/09/05	19,50	19,50	-0,25	0,00	-0,25
19/10/05	19,00	19,00	-0,50	0,00	-0,50
23/11/05	18,50	18,38	-0,63	0,13	-0,50
14/12/05	18,00	18,00	-0,50	0,00	-0,50
18/01/06	17,25	17,38	-0,63	-0,13	-0,75
08/03/06	16,50	16,38	-0,88	0,13	-0,75
19/04/06	15,75	15,25	-1,25	0,50	-0,75
31/05/06	15,25	15,25	-0,50	0,00	-0,50
19/07/06	14,75	14,75	-0,50	0,00	-0,50
30/08/06	14,25	14,38	-0,38	-0,13	-0,50
18/10/06	13,75	13,75	-0,50	0,00	-0,50

29/11/06	13,25	13,25	-0,50	0,00	-0,50
24/01/07	13,00	12,88	-0,38	0,13	-0,25
07/03/07	12,75	12,75	-0,25	0,00	-0,25
18/04/07	12,50	12,50	-0,25	0,00	-0,25
06/06/07	12,00	12,00	-0,50	0,00	-0,50
18/07/07	11,50	11,50	-0,50	0,00	-0,50
05/09/07	11,25	11,25	-0,25	0,00	-0,25
17/10/07	11,25	11,13	-0,13	0,13	0,00
05/12/07	11,25	11,25	0,00	0,00	0,00
23/01/08	11,25	11,25	0,00	0,00	0,00
05/03/08	11,25	11,25	0,00	0,00	0,00
16/04/08	11,75	11,63	0,38	0,13	0,50
04/06/08	12,25	12,38	0,63	-0,13	0,50
23/07/08	13,00	12,88	0,63	0,13	0,75
10/09/08	13,75	13,75	0,75	0,00	0,75
29/10/08	13,75	13,75	0,00	0,00	0,00
10/12/08	13,75	13,75	0,00	0,00	0,00
21/01/09	12,75	12,75	-1,00	0,00	-1,00
11/03/09	11,25	11,25	-1,50	0,00	-1,50
29/04/09	10,25	10,25	-1,00	0,00	-1,00
10/06/09	9,25	9,50	-0,75	-0,25	-1,00
22/07/09	8,75	8,75	-0,50	0,00	-0,50
02/09/09	8,75	8,75	0,00	0,00	0,00
21/10/09	8,75	8,75	0,00	0,00	0,00
09/12/09	8,75	8,75	0,00	0,00	0,00
27/01/10	8,75	8,75	0,00	0,00	0,00
17/03/10	8,75	9,00	0,25	-0,25	0,00
28/04/10	9,50	9,38	0,63	0,13	0,75
09/06/10	10,25	10,25	0,75	0,00	0,75
21/07/10	10,75	10,88	0,63	-0,13	0,50
01/09/10	10,75	10,75	0,00	0,00	0,00
20/10/10	10,75	10,75	0,00	0,00	0,00

08/12/10	10,75	10,75	0,00	0,00	0,00
19/01/11	11,25	11,25	0,50	0,00	0,50
02/03/11	11,75	11,75	0,50	0,00	0,50
20/04/11	12,00	12,13	0,38	-0,13	0,25
08/06/11	12,25	12,25	0,25	0,00	0,25
20/07/11	12,50	12,50	0,25	0,00	0,25
31/08/11	12,00	12,50	0,00	-0,50	-0,50
19/10/11	11,50	11,50	-0,50	0,00	-0,50
30/11/11	11,00	11,00	-0,50	0,00	-0,50
18/01/12	10,50	10,50	-0,50	0,00	-0,50
07/03/12	9,75	9,75	-0,75	0,00	-0,75
18/04/12	9,00	9,00	-0,75	0,00	-0,75
30/05/12	8,50	8,50	-0,50	0,00	-0,50

APÊNDICE B IBOVESPA, IBRA E COMPONENTES SURPRESAS

A Tabela mostra o componente surpresa, direção da surpresa e variação do Bovespa nas datas do COPOM em nosso período amostral de janeiro de 2003 a dezembro de 2009. O consenso é obtido no Jornal Valor Econômico na véspera do COPOM. A componente surpresa está definida na equação (1) do texto.

Data	Componente Surpresa	Direção da Surpresa	Variação IBOVESPA	Variação IBRA
22-01-2003	0,00	Neutro	0,18	0,00
19-02-2003	-0,25	Positivo	-0,34	0,00
19-03-2003	0,00	Neutro	1,38	0,00
23-04-2003	0,00	Neutro	-2,21	0,00
21-05-2003	0,00	Neutro	0,51	0,00
18-06-2003	0,25	Negativo	-2,81	0,00
23-07-2003	0,25	Negativo	-0,27	0,00
20-08-2003	-1,00	Positivo	1,40	0,00
17-09-2003	0,00	Neutro	2,41	0,00
22-10-2003	0,25	Negativo	-2,99	0,00
19-11-2003	-0,50	Positivo	2,08	0,00
17-12-2003	0,00	Neutro	1,37	0,00
21-01-2004	0,38	Negativo	-1,43	0,00
18-02-2004	0,00	Neutro	-4,77	0,00
17-03-2004	-0,25	Positivo	2,14	0,00
14-04-2004	0,00	Neutro	-2,56	0,00
19-05-2004	0,13	Negativo	-2,40	0,00
16-06-2004	0,00	Neutro	-0,61	0,00
21-07-2004	0,00	Neutro	-0,37	0,00
18-08-2004	0,00	Neutro	0,68	0,00

15-09-2004	0,00	Neutro	2,38	0,00
20-10-2004	0,25	Negativo	0,81	0,00
17-11-2004	0,00	Neutro	-0,11	0,00
15-12-2004	0,13	Negativo	1,00	0,00
19-01-2005	0,00	Neutro	-2,73	0,00
16-02-2005	-0,13	Positivo	2,68	0,00
16-03-2005	0,13	Negativo	0,93	0,00
20-04-2005	0,13	Negativo	-1,18	0,00
18-05-2005	0,13	Negativo	-0,28	0,00
15-06-2005	0,00	Neutro	1,06	0,00
20-07-2005	0,00	Neutro	0,54	0,00
17-08-2005	0,13	Negativo	-1,89	0,00
14-09-2005	0,00	Neutro	1,09	0,00
19-10-2005	0,00	Neutro	-3,25	0,00
23-11-2005	0,13	Negativo	0,01	0,00
14-12-2005	0,00	Neutro	-1,30	0,00
18-01-2006	-0,13	Positivo	2,94	3,20
08-03-2006	0,13	Negativo	-2,62	-2,51
19-04-2006	0,50	Negativo	-0,41	0,05
31-05-2006	0,00	Neutro	3,33	2,75
19-07-2006	0,00	Neutro	-2,55	-2,31
30-08-2006	-0,13	Positivo	-0,22	-0,25
18-10-2006	0,00	Neutro	0,60	0,68
29-11-2006	0,00	Neutro	-0,09	-0,05
24-01-2007	0,13	Negativo	-0,61	-0,64
07-03-2007	0,00	Neutro	1,87	1,84
18-04-2007	0,00	Neutro	0,11	-0,05
06-06-2007	0,00	Neutro	0,54	-0,05
18-07-2007	0,00	Neutro	0,99	1,25
05-09-2007	0,00	Neutro	0,30	0,60
17-10-2007	0,13	Negativo	0,11	0,12
05-12-2007	0,00	Neutro	1,33	1,52
23-01-2008	0,00	Neutro	5,95	6,60
05-03-2008	0,00	Neutro	-2,56	-2,30
16-04-2008	0,13	Negativo	0,63	0,85
04-06-2008	-0,13	Positivo	3,69	3,58
23-07-2008	0,13	Negativo	-3,34	-3,50
10-09-2008	0,00	Neutro	3,30	3,33
29-10-2008	0,00	Neutro	7,47	7,53
10-12-2008	0,00	Neutro	-1,24	-1,38
21-01-2009	0,00	Neutro	-1,68	-1,37
11-03-2009	0,00	Neutro	0,89	1,06
29-04-2009	0,00	Neutro	0,13	0,20
10-06-2009	-0,25	Positivo	0,28	0,46
22-07-2009	0,00	Neutro	2,22	2,11
02-09-2009	0,00	Neutro	0,58	0,44

21-10-2009	0,00	Neutro	0,99	1,12
09-12-2009	0,00	Neutro	1,05	0,97
27-01-2010	0,00	Neutro	0,80	0,96
17-03-2010	-0,25	Positivo	-0,04	-0,21
28-04-2010	0,13	Negativo	1,98	1,88
09-06-2010	0,00	Neutro	2,55	2,10
21-07-2010	-0,13	Positivo	1,97	1,89
01-09-2010	0,00	Neutro	-0,39	-0,61
20-10-2010	0,00	Neutro	-1,07	-1,67
08-12-2010	0,00	Neutro	-0,43	-0,25
19-01-2011	0,00	Neutro	-0,71	-0,84
02-03-2011	0,00	Neutro	1,28	1,00
20-04-2011	-0,13	Positivo	-0,13	-0,01
08-06-2011	0,00	Neutro	0,69	0,48
20-07-2011	0,00	Neutro	1,93	1,49
31-08-2011	-0,50	Positivo	2,87	2,65
19-10-2011	0,00	Neutro	-1,74	-1,40
30-11-2011	0,00	Neutro	2,23	2,02
18-01-2012	0,00	Neutro	0,33	0,16
07-03-2012	0,00	Neutro	1,35	1,18
18-04-2012	0,00	Neutro	-0,62	-0,25
30-05-2012	0,00	Neutro	1,29	1,67

ⁱ Foi com a crise cambial de 1998 que veio a necessidade de se reinventarem as bases de sustentação da economia, e o COPOM começou a ganhar relevância. A partir de então, começou-se a constatar que as surpresas nas decisões do COPOM impactavam o mercado acionário, gerando reações imediatas no índice IBOVESPA. Entretanto, a volatilidade da economia ainda era muito grande, e as mudanças necessárias na SELIC ainda eram extremamente expressivas. A eleição do governo Lula e a manutenção das principais diretrizes econômicas do governo anterior acalmaram o mercado e começaram a dar contornos de normalidade às decisões do COPOMⁱ. Essa normalidade afetou o modo como a revisão da meta da SELIC impactava as variáveis econômicas (taxas de juros, câmbio, crédito, expectativas e preços dos ativos).

ⁱⁱ É o índice amplo mais utilizado pelo mercado para medir a média das ações pela integridade da série histórica (mesma metodologia desde 1968) e por retratar o desempenho das principais ações em bolsa (as ações integrantes do índice respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro). O IBOVESPA é composto, atualmente, por 69 ações.

ⁱⁱⁱ É improvável que o mercado acionário responda a ações de política monetária que já foram antecipadas. Ver Bernanke e Kuttner (2004) para uma boa discussão sobre isso.

^{iv} Uma possível explicação para a diferença nos resultados pode estar relacionada às diferenças na importância do crédito no Brasil nos anos recentes em relação ao período estudado por Gonçalves Junior (2007).

^v O IBRA é um índice mais amplo que o IBOVESPA que começa em 29 de dezembro de 2005 (primeira cotação em 2006), São incluídas, na carteira do índice, as ações que atenderem aos seguintes critérios, com base nos 12 meses anteriores: inclusão em uma relação de ações cujos índices de negociação somados representem 99% do valor acumulado de todos os índices individuais e participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período. O índice possui todas as ações do IBOVESPA e mais 74 outras ações.

^{vi} Gonçalves Junior (2007) utiliza a mesma metodologia usando a taxa média do DI de 1 dia.

^{vii} Os consensos são publicados no dia do anúncio da taxa básica de juros e, normalmente, refletem a posição, entre 3 e 5 participantes do mercado. Quando houve divisão na opinião do consenso (conforme reportado no jornal), utilizamos a média das opiniões reportadas (Fonte: Valor Econômico).

^{viii} Essa mesma abordagem foi adotada no artigo de Gonçalves Junior (2007). Uma nova abordagem, com janelas de intervalo mais curtas (*intraday*) foi adotada em Gürkaynak et. al (2005), mas que também trabalhou com o conceito de estudo de eventos. Como observou Poole et. al (2002), os estudos de eventos tendem a fornecer valores significativos, mas podem subestimar os impactos.

^{ix} Uma forma de corrigir a distorção de uma eventual ortogonalidade seria usar dados *intraday* para isolar os impactos no mercado acionário logo após o anúncio da taxa de juros pelo banco central. Seguindo essa metodologia, Gurkaynak et al. (2005) reportaram que os resultados são muito próximos aos obtidos com os dados diários, com a exceção de que os dados *intraday* aumentaram o R^2 .

^x Em agosto e setembro de 2008, a crise dos subprime chegou ao auge, com a estatização das gigantes americanas “Fannie Mae” e “Freddie Mac” e a quebra do banco americano Lehman Brothers (Folha de São Paulo). A crise chegou a conhecimento do público em geral em fevereiro de 2007 e, em meados do mesmo ano, o banco francês BNP Paribas congelou saques de alguns fundos, citando os problemas no mercado de subprime americano.

^{xi} Bernanke e Kuttner (2004) tratam a ortogonalidade da mesma forma. Eles também discutem que todas as outras formas de tentar corrigir a ortogonalidade no mercado americano – como, por exemplo, Rigobon & Sack (2002) — os quais utilizam um estimador que, explorando a heterocedasticidade introduzida por ações exógenas da política monetária, e que fornecem estimadores consistentes da resposta de mercado de ações — chegaram a valores muito próximos daqueles obtidos com dados diários.

^{xii} No Apêndice B, incluímos uma Tabela com o IBOVESPA, IBRA e Componentes Surpresas para cada data de COPOM.

^{xiii} Fizemos o teste da média entre essas duas variações e não rejeitamos a Hipótese nula de igualdade das médias (p-valor do teste 0,71)

^{xiv} Há uma vasta literatura que modela também os retornos de ativos individuais de forma distinta da nossa. Veja Cochrane (2005) para uma detalhada discussão sobre isso.