UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**UM ESTUDO SOBRE O PAPEL DA COMUNICAÇÃO NA
POLÍTICA MONETÁRIA**

Adonias Evaristo da Costa Filho

Orientadora: Prof. Dra. Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO

2008

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. José Joaquim Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ADONIAS EVARISTO DA COSTA FILHO

**UM ESTUDO SOBRE O PAPEL DA COMUNICAÇÃO NA
POLÍTICA MONETÁRIA**

Dissertação apresentada ao Departamento
de Economia, Administração e
Contabilidade da Universidade de São
Paulo como requisito para a obtenção do
título de Mestre em Teoria Econômica.

Orientadora: Prof. Dra. Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO

2008

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Costa Filho, Adonias Evaristo da

Um estudo sobre o papel da comunicação na política monetária / Adonias Evaristo da Costa Filho. -- São Paulo, 2008.

66 p. .

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2008

Bibliografia

1. Política monetária 2. Taxa de juros 3. Comunicação

I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332.46

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Professora Fabiana Rocha, pela sugestão do tema desta dissertação, por ter aceitado me orientar à distância, pelo apoio quando tomou conhecimento de minha mudança para Brasília por motivos profissionais e pela forma atenciosa com que sempre me tratou, desde o tempo de graduação.

Ao meu pai, por sempre ter incentivado a educação. Minha mãe, pelo apoio constante e incentivo. À Nara, por sempre ter sido uma grande amiga.

Aos professores da banca de qualificação: Prof. Márcio Nakane e Prof. Carlos Eduardo, pelas sugestões apresentadas.

Aos colegas de mestrado: Fernando, JP, Gilmar, André, pelas discussões calorosas no bandeirão sobre economia e política.

À FIPE, pelo apoio financeiro durante o primeiro ano do mestrado.

À Andrea, pela paciência quase infinita, amor e carinho nestes três anos.

Ao Estado de São Paulo, por ter me proporcionado tantas coisas boas desde 2001.

RESUMO

Neste trabalho, discutimos brevemente o papel da comunicação e transparência na condução da política monetária. A seguir, construímos um índice que quantifica a informação qualitativa das atas do Comitê de Política Monetária (COPOM). Nossos principais achados são: i) a comunicação do COPOM é consistente, no sentido de que suas palavras são seguidas por ações; ii) a comunicação do COPOM ajuda a compreender as decisões de taxas de juros e iii) a comunicação da autoridade monetária, por meio de suas atas, produz um efeito significativo nas taxas de juros de mercado, acompanhadas de uma redução da volatilidade.

ABSTRACT

In this work, we briefly discuss the issue of transparency and communication in monetary policy. Next, we look at the minutes of COPOM meetings and build a glossary, that translates the qualitative information in an ordered scale, similar to the one built by Rosa and Verga(2005). Our main findings can be summarized as follows. First, we found evidence of a consistent behaviour by COPOM, in the sense that words are followed by actions. Second, based on estimates of Taylor rules, we found that words are helpful to understand interest rate setting behaviour of the Brazilian Central Bank. An third, we found evidence of a significant impact of COPOM minutes on market interest rates, along with reduced volatility.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	3
2	A DIFUSÃO DE PRÁTICAS TRANSPARENTES NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E A IMPORTÂNCIA DA COMUNICAÇÃO DOS BANCOS CENTRAIS ...	4
3	PRÓS E CONTRAS DA TRANSPARÊNCIA NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA	7
4	A CONSISTÊNCIA DA COMUNICAÇÃO DO COPOM	17
5	INDICADORES MACROECONÔMICOS E A ATA DO COPOM	26
6	VOLATILIDADE DO MERCADO E A ATA DO COPOM	39
7	CONCLUSÃO.....	52
8	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54
	APÊNDICE A- EXEMPLOS DE CODIFICAÇÃO DAS ATAS DO COPOM (GRIFOS DO AUTOR)	57
	APÊNDICE B – MODELOS PROBIT ORDENADOS COM A INCLUSÃO DA SURPRESA INFLACIONÁRIA DO IPCA NO MÊS QUE PRECEDEU A REUNIÃO DO COPOM	61
	APÊNDICE C – MODELOS DE VOLATILIDADE UTILIZANDO O ÍNDICE VIX	62

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Glossário das atas do COPOM e índice.....	18
Tabela 2 – Previsão de mudanças na taxa Selic usando <i>dummies</i> para o índice das atas do COPOM.....	21
Tabela 3 – Classificação correta de previsão do probit em %.....	24
Tabela 4 – Classificação correta de previsão do probit em % - Brasil e Europa.....	24
Tabela 5 – Função de reação do Banco Central	32
Tabela 6 – Modelos Probit Ordenados	35
Tabela 7 – Erros nas previsões de mudanças de taxas de juros.....	37
Tabela 8 – Estatísticas descritivas das séries de taxas de juros	41
Tabela 9 – Equações da média	48
Tabela 10 – Equações da variância	49
Tabela 11 – Testes de auto-correlação serial e heterocedasticidade	50
Tabela 12 – Modelos Probit Ordenados	61
Tabela 13– Equações da média	63
Tabela 14 – Equações da variância	64
Tabela 15 – Testes de auto-correlação serial e heterocedasticidade	65

LISTA DE FIGURAS

Gráfico 1 – Selic efetiva x Selic prevista pelo modelo para $m=1$	22
Gráfico 2 - Valores de $R_{t+1} - R_t$ e valores do índice.....	22
Gráfico 3 – Variações na taxa Selic: valores previstos x valores realizados.....	23

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem como objetivo discutir brevemente a transparência em política monetária, as vantagens e desvantagens e motivação, assim como a relação entre transparência e regimes monetários. Tenta-se, ainda, averiguar empiricamente para o Brasil a consistência da autoridade monetária, a relação entre a comunicação e indicadores macroeconômicos considerados relevantes na gestão da política monetária e por fim, a reação do mercado financeiro à comunicação da autoridade monetária.

Muito embora a atenção dedicada ao tema da relação entre transparência e da comunicação e o desempenho da política monetária seja crescente na pesquisa econômica internacional, tanto no aspecto teórico quanto no aspecto empírico, no Brasil as pesquisas dedicadas ao tema são escassas, a despeito de sua importância.

Neste sentido, este trabalho procura contrapor os benefícios e malefícios de práticas transparentes na condução da política monetária, explorando também algumas das questões empíricas freqüentemente abordadas na literatura.

A organização deste trabalho é a seguinte. A seção 2 discute as principais práticas de transparência na política monetária e apresenta um breve histórico da disseminação de tais práticas na condução da política monetária ao redor do mundo. A seção 3 apresenta uma discussão entre as vantagens e desvantagens da transparência na política monetária. A seção 4 apresenta o primeiro exercício econométrico do trabalho, com foco na consistência da comunicação do Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central do Brasil. A seção 5 investiga a relação entre indicadores econômicos e a ata do COPOM. Por fim, a seção 6 analisa a reação do mercado financeiro às atas do COPOM. A seção 7 apresenta as principais conclusões do trabalho.

2 A DIFUSÃO DE PRÁTICAS TRANSPARENTES NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E A IMPORTÂNCIA DA COMUNICAÇÃO DOS BANCOS CENTRAIS

Atualmente, em diversos países do mundo, a condução da política monetária envolve um considerável grau de transparência, evidenciado nas seguintes práticas: (i) divulgação dos objetivos (explícitos ou não) da política monetária; (ii) divulgação dos modelos que auxiliam no processo decisório; (iii) previsões de natureza quantitativa de variáveis relevantes na condução da política monetária; (iv) comunicação das decisões de política monetária e (v) divulgação da avaliação da autoridade monetária sobre as perspectivas econômicas e da política monetária no futuro.

Embora bastante difundidas hoje, tais práticas encontram-se em elevado contraste com as vigentes até meados da década de 90. A este respeito, é comumente citado na literatura o fato de que o Federal Reserve (FED) não divulgava as suas decisões de política monetária até janeiro de 1994. A partir de fevereiro daquele ano, o FED passou a anunciar suas decisões de política monetária no mesmo dia de suas reuniões, ao passo que a prática anterior era anunciar a decisão somente após a reunião subsequente do Federal Open Market Committee (FOMC), o comitê de política monetária americano. No intervalo entre as reuniões, o mercado financeiro tinha que inferir eventuais mudanças por meio das operações de mercado aberto.

A partir de 1999, o FED passou a divulgar um comentário após cada reunião do FOMC, o qual continha uma avaliação sobre o provável curso futuro da política monetária, assim como um balanço de riscos entre o crescimento econômico e os riscos inflacionários. Entretanto, somente a partir do ano 2000 é que o comentário do FED se tornou regular, mesmo em reuniões que não estabeleceram uma nova meta para a *federal funds rate*¹ (Ehrmann e Fratzscher, 2005).

O aumento da comunicação pelos bancos centrais, além de recente, foi se tornando gradualmente crescente. O peso dado pelos mercados financeiros atualmente à sinalização da política monetária fez com que a comunicação se tornasse um instrumento de política especialmente importante para guiar as expectativas dos agentes econômicos.

A difusão de práticas transparentes de política monetária acompanhou, em grande parte, a disseminação do regime de metas para a inflação como arcabouço de política

¹ Para mais detalhes sobre as mudanças nas práticas do FED, ver Ehrmann e Fretzscher (2005), Pianalto (2005), Carlson *et al* (2006), Poole (2005).

monetária, embora não esteja restrito a este regime. Geraats (2005) aponta o Banco Central Europeu – European Central Bank (ECB) – e o FED como exemplos de bancos centrais transparentes², apesar de não adotarem o regime de metas para a inflação. Em particular, o regime de metas para a inflação se destaca na divulgação de previsões, minutas, explicações de mudanças nas políticas e até mesmo a publicação dos votos (quando as decisões são tomadas por comitês).

A necessidade de transparência pode ser considerada como uma função positiva do nível de discricionariedade do regime monetário em vigência. Em regimes monetários caracterizados por regras, o nível de transparência requerido é reduzido, desde que o entendimento do público da regra em curso seja satisfatório. Assim nota Issing (2005, p.69) sobre o assunto: *“Such rigid compliance with a stringent rule would indeed rid monetary policy of all discretionary elements and reduce communication, transparency, and accountability to the publication of the respective decision.”* Dentro desse contexto, as ações de política monetária seriam suficientes para explicar a política monetária vigente, reduzindo a necessidade de comunicação da autoridade monetária. A política monetária seria inteiramente transparente, sem a necessidade de comunicação por parte da autoridade monetária.

Neste sentido, a ênfase na transparência pelo regime de metas para a inflação reside na discricionariedade que este regime permite aos condutores da política monetária. Apesar de explicitar um objetivo numérico para a taxa de inflação, na hipótese de eventuais desvios da inflação da meta, a trajetória de ajuste é escolhida discricionariamente, conforme aponta Issing (2005, p.69). A comunicação do banco central tem então papel fundamental na coordenação e administração das expectativas de inflação. Geraats (2005, p.20) nota que, apesar de ampliada pela difusão do regime de metas para a inflação, a transparência em política monetária é resultado da política de comunicação da autoridade monetária, não sendo inerente ao regime monetário em vigência.

Muito embora práticas transparentes na condução da política monetária tenham se disseminado a partir de meados da década de 90, o que leva a crer que a comunicação dos bancos centrais é importante ?

Haan, Eijffinger e Rybinski (2006), apontam três razões para que a comunicação dos bancos centrais tenha relevância: (i) expectativas não racionais; (ii) presença de informação assimétrica e (iii) ausência de regras de política e credibilidade da autoridade monetária. Se

² O argumento da autora de baseia em um índice de transparência construído para nove países entre 1998 e 2002.

alguma destas condições é válida, a comunicação desempenha um papel importante e produz efeitos no mercado financeiro.

A presença de informação assimétrica pode se justificar pelo fato de que a autoridade monetária possui informação privada sobre o desempenho da economia. Os recursos à disposição dos bancos centrais permitem um acompanhamento muito mais detalhado sobre a economia. Adicionalmente, bancos centrais possuem departamentos de pesquisa com pessoal altamente qualificado, com grande quantidade de doutores, o que permite a utilização de métodos sofisticados para acompanhar o estado da economia. Por fim, a atividade de supervisão bancária, tradicionalmente a cargo de bancos centrais, pode ser uma importante fonte de informações privadas sobre o estado da economia.

Sob a presença de informação assimétrica, a atenção dispensada pela mídia e analistas econômicos à comunicação da autoridade monetária pode ser uma forma de ajustar as expectativas sobre o estado da economia e as perspectivas da política monetária.

Na ausência de regras e/ou de credibilidade do banco central, a condução da política monetária se torna menos dependente da divulgação de indicadores macroeconômicos correntes. A comunicação da autoridade monetária se torna importante por fornecer ao setor privado informações sobre a forma de condução da política monetária.

Woodford (2005), assim como Bernanke (2004) apontam que, como a autoridade monetária só controla a taxa de juros de curto prazo via operações de mercado aberto, a comunicação do banco central exerce um importante papel ao influenciar as expectativas de médio e longo prazo, as quais são determinantes para as taxas de juros de médio e longo prazo.

Como as decisões de dispêndio dos agentes econômicos são influenciadas por essas taxas, preços de ações e taxas de câmbio, e estes preços são determinados pelas expectativas para o curso futuro das taxas de juros de curto prazo, a comunicação dos bancos centrais, ao auxiliar o processo de formação de expectativas e preços de ativos financeiros mais relevantes para as decisões de dispêndio, potencialmente induz a um aumento na eficácia da política monetária.

3 PRÓS E CONTRAS DA TRANSPARÊNCIA NA CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Nesta seção apresentamos os principais argumentos, tanto favoráveis quanto contrários, à adoção de práticas transparentes na condução da política monetária.

1. Redução na taxa de sacrifício

Stasavage (2003), analisa o efeito da transparência sobre a taxa de sacrifício. O autor utiliza duas medidas de taxa de sacrifício: i) a taxa de sacrifício é definida como a mudança no hiato do produto ou a mudança na taxa de desemprego em relação à taxa de inflação em períodos de desinflação; ii) a taxa de sacrifício é obtida por meio de estimações de curvas de Philips de curto prazo para os países da amostra, de forma individual. Para obter os efeitos da transparência sobre a taxa de sacrifício, o autor estima regressões com a seguinte especificação:

$$SR = \beta_4 + \beta_5 Transp + \beta_6 Override + \beta_7 Report + \beta_8 Wage + \beta_9 \pi_0 + \varepsilon \quad (1)$$

onde SR é a medida de taxa de sacrifício, $Transp$ é um índice de transparência dos bancos centrais na publicação de previsões, $Override$ é uma variável *dummy*, que assume o valor 1 se as decisões do banco central podem ser revogadas por decisão do governo e 0 caso contrário, $Report$ é uma variável *dummy* que toma o valor 1 se o banco central tem que se reportar periodicamente ao Congresso em audiências, depoimentos, etc., $Wage$ é uma variável que tenta captar o grau de coordenação no processo de barganha salarial nos países, e π_0 é a taxa de inflação no início do processo de desinflação.

Nas regressões estimadas, o autor encontra $\beta_5 < 0$ e estatisticamente significativo a 1% e a 5% - dependendo da especificação -, indicando assim que países com bancos centrais mais transparentes têm um custo menor de desinflar a economia. Para testar a hipótese de que a relação negativa entre transparência e a taxa de sacrifício seja decorrente de efeitos não observáveis nos países da amostra, o autor estima a equação (1) nas primeiras diferenças³.

³ Nesta especificação não foi incluída a variável *Report*.

$$\Delta SR = \beta_0 + \beta_1 \Delta Transparency + \beta_2 \Delta Override + \beta_3 \Delta Coordination + \beta_4 \Delta \pi_0 + \varepsilon \quad (2)$$

Nesta especificação o autor também encontra que o coeficiente da variável *Transparency* é negativo e estatisticamente significativo, exceto para a especificação em que a taxa de sacrifício é obtida a partir da curva de Philips.

Desta forma, o autor encontra evidências de redução na taxa de sacrifício em decorrência de práticas transparentes na condução da política monetária.

2. Democratic accountability

A necessidade de prestação de contas de um banco central para a sociedade (*democratic accountability*) é apontada como uma motivação básica para o aumento do grau de transparência na condução da política monetária. A concessão de independência formal ou autonomia operacional para a autoridade monetária em perseguir um determinado objetivo tem como contrapartida, em sociedades democráticas, a necessidade de que o banco central explique para a sociedade os instrumentos, modelos e procedimentos operacionais utilizados. Issing (2005, p.67) nota que, no extremo, o conceito de transparência exige que todas as informações disponíveis sejam publicadas, de forma a satisfazer o princípio da prestação de contas.

3. Aumento da eficácia da política monetária via aumento da previsibilidade

Bernanke (2004) aponta que a comunicação do banco central auxilia a formação de preços dos ativos, provocando, portanto, uma diminuição do risco no apreçamento de ativos. A comunicação provoca, ainda, um alinhamento entre o mercado e o banco central sobre o curso futuro da política monetária, aumentando o efeito sobre as taxas de longo prazo e reduzindo a volatilidade.

Por sua vez, Geerats (2002) classifica o aumento da previsibilidade da política monetária como um efeito informacional, provocado pelo aumento das informações disponíveis pelos agentes privados para a realização de suas previsões.

Swanson (2004) encontra evidências de aumento da previsibilidade da taxa de juros básica dos Estados Unidos (*Federal Funds Rate*), resultado que é robusto à utilização da volatilidade da taxa de juros como controle. Desta forma, as evidências encontradas pelo autor

apontam para um aumento da previsibilidade da política monetária que não é decorrente da redução da volatilidade da taxa de juros. Ademais, o autor também encontra evidências de que a previsibilidade do PIB e da taxa de inflação não melhorou na mesma magnitude da taxa de juros, de forma que o aumento da transparência nas práticas do FED a partir de 1994 foi determinante para o aumento da previsibilidade da taxa de juros.

4. Redução do prêmio de risco inflacionário

A transparência dos bancos centrais sobre seus objetivos, substanciada na divulgação de metas quantitativas para variáveis relevantes tem o potencial de reduzir o prêmio de risco inflacionário nas taxas de longo prazo (Thornton, 2002, p.24).

5. Redução das surpresas monetárias

Práticas transparentes também têm efeito positivo sobre a eficácia da política monetária porque reduzem as surpresas monetárias.

Blinder (2004, p.7) nota que o objetivo da autoridade monetária atualmente consiste em ratificar as expectativas de mercado, expectativas estas que a própria autoridade monetária ajudou a formular. A antecipação das ações do banco central por parte dos agentes privados passa a ser vista como positiva, reduzindo as surpresas monetárias.

6. Aumento da credibilidade do Banco Central

A adoção de práticas transparentes de política monetária tem um efeito positivo sobre a credibilidade de um banco central, em especial no médio e longo prazo. Nestes horizontes temporais, a consistência entre os objetivos formais perseguidos e os resultados obtidos é fundamental para solidificar a credibilidade do banco central (Geraats, 2005). O papel da política de comunicação consiste em evitar que as expectativas de inflação sejam influenciadas por distúrbios correntes, como por exemplo, uma taxa de inflação temporariamente superior à meta.

Issing (2005, p. 71), argumenta que para os horizontes de tempo em questão, a credibilidade da autoridade monetária seria positivamente influenciada pela publicação de sua “função de reação” de choques. Nas palavras do autor: “*One element of such a strategy is to*

provide some (implicit) indication of how monetary policy is likely to deal with exogenous shocks to supply and demand. Another element relates to the potential reaction to such shocks – gradual versus abrupt measures.”(p. 71)

7. Efeitos benéficos da Divulgação de votos

Geraats(2005, p. 23) nota que a a publicação dos votos, quando as decisões de política monetária são tomadas por comitês, produziria um efeito informacional positivo, na medida em o público poderia observar o comportamento de cada membro de um comitê de política monetária, o que auxiliaria na previsão do curso da política monetária. A medida provocaria também efeitos de incentivos, na medida em que colocaria em exposição diferentes comportamentos na condução da política monetária⁴.

8. Redução das taxas de juros

Geraats, Eijffinger e Crujsen (2006), em um estudo empírico para oito bancos centrais no período de 1993 a 2002, encontram que muitas práticas transparentes estão associadas a uma redução no nível da taxa de juros, mesmo controlando-se por indicadores econômicos como a taxa de inflação e o PIB.

No estudo em questão, os autores testam empiricamente os efeitos teóricos de aumento na flexibilidade e na reputação dos bancos centrais associados à maior transparência.

O aumento na flexibilidade dos bancos centrais permite reduções na taxa de juros utilizada como política pelo banco central, assim como reduções nas taxas de juros de curto prazo, sem provocar um aumento nas taxas de juros nominais de longo prazo. Por sua vez, o aumento na reputação dos bancos centrais se reflete em redução das expectativas de inflação e das taxas de juros nominais de longo prazo.

Utilizando-se, para cada país, de taxas de juros para 3 meses como medida da taxa de juros de curto prazo e taxas de 10 anos como medida da taxa de longo prazo para cada país, os autores em geral encontraram coeficientes negativos e significantes para as *dummies* de transparência.

⁴ Os termos utilizados na língua inglesa são “doves” e “hawks”, sendo que este último representa indivíduos com uma maior aversão inflacionária.

9. Melhora no entendimento do público sobre a política monetária em vigência

A transparência dos bancos centrais na condução da política monetária auxilia o entendimento do público sobre os objetivos e instrumentos utilizados pela autoridade monetária na consecução de seus objetivos.

Dessa forma, práticas transparentes exercem influência positiva no processo de fixação de preços e salários por parte dos agentes econômicos, o que por sua vez contribui para o controle da inflação.

10. Aumento da eficiência de mercado

Um benefício potencial de maior transparência é um aumento na eficiência dos mercados, na medida em que os preços de ativos financeiros incorporam mais rapidamente as novas informações disponíveis. Rafferty e Tomljanovitch (2001) utilizam Vetores Auto-Regressivos (VAR) para prever os *spreads* de taxas de juros de diversas maturidades e mudanças em taxas de juros de curto e longo prazo, e comparam os *spreads* previstos pelos modelos com os valores reais para os Estados Unidos.

Os autores encontram que o Erro Quadrático Médio dos modelos estimados se reduziu após 1994, quando o *Federal Reserve* passou a anunciar a meta para a Federal Funds Rate após as reuniões do FOMC. Adicionalmente, os autores encontraram que a correlação entre os *spreads* teóricos e os reais aumentou após 1994. Rafferty e Tomljanovitch (2001) não concluem que a queda da volatilidade e o aumento da previsibilidade foram necessariamente uma consequência das novas práticas do FED, mas sim que a transparência não aumentou a volatilidade de mercado. Por fim, os autores concluem que as evidências empíricas encontradas dão suporte à interpretação de que a eficiência de mercado aumentou, na medida em que o aumento da transparência por parte do FED disponibiliza informações novas e de valor para os mercados.

Clare e Courtnay (2001), utilizando dados intradiários, encontraram que, após a concessão de independência operacional ao *Bank of England*, as mudanças na taxa de juros básica passaram a ser incorporadas mais rapidamente aos preços financeiros, indicando assim um aumento na eficiência de mercado.

11. Redução das expectativas inflacionárias

Siklos (2003), utilizando regressões em painel, mostra que a divulgação de relatórios de inflação -que representa um aumento da transparência na condução da política monetária- está associada a uma redução nas expectativas inflacionárias nos países que adotam o regime de metas para a inflação⁵. Adicionalmente, utilizando um painel que inclui tanto países que adotam o regime de metas para a inflação quanto países que apresentam um histórico de inflação baixa e estável (mas que não adotam o regime de metas)⁶, o autor encontra que a adoção do regime de metas tem o efeito de reduzir as previsões de inflação do setor privado.

12. Aumento da previsibilidade da taxa de inflação

Siklos (2003) apresenta evidências empíricas de redução nos erros de previsão da taxa de inflação para os países que adotaram o regime de metas para a inflação para o período 1995-99 em relação ao período de 1990-99. Em contrapartida, para os países que não adotaram o regime de metas, o autor não encontra evidências de redução, em média, dos erros de previsão entre os dois períodos. Desta forma, a transparência sobre o objetivo numérico para a taxa de inflação está associada a uma taxa de inflação mais previsível.

Os seguintes argumentos são encontrados na literatura, que questionam os efeitos benéficos da transparência na política monetária:

1. Transparência é um meio, não um fim

Thornton (2002), Issing (2005) e Pianalto (2005) argumentam que a transparência na política monetária não deve ser entendida como um fim em si, mas sim um meio para aumentar a eficácia da política monetária. Nesse sentido, práticas transparentes de política monetária seriam desejáveis se e somente se estivessem relacionadas positivamente com o aumento da eficácia da política monetária.

Thornton (2002) argumenta que a falta de transparência e a prestação de contas (*decomocratic accountability*) não são incompatíveis entre si, a exemplo do que ocorre com

⁵ Os países incluídos na amostra do autor são: Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia, Reino Unido e Espanha.

⁶ Áustria, Alemanha, Holanda, Suíça e Estados Unidos.

agências como a CIA e o FBI, onde ocorre um equilíbrio entre os ideais da democracia representativa e a dependência de alguma forma de segredo para o seu funcionamento. (Thornton, 2002, p.6) A este respeito, assim se manifesta o autor: *“Central banks are a creation of governments and, as such, are accountable to the public via elected public officials. This requires openness, but not necessarily public disclosure.”*

2. Aumento da previsibilidade não necessariamente aumenta a eficácia da política monetária

A relação entre o aumento da previsibilidade da política monetária – e a conseqüente redução das surpresas monetárias – e o aumento da eficácia da política monetária não é incontroversa na literatura.

O primeiro aspecto importante a ressaltar é que a previsibilidade da política monetária tem um caráter contingente, conforme apontam Woodford (2005, p.38) e Issing (2005, p.70). Ao sinalizar – por atas, comunicados ou discursos – um aumento ou redução da taxa de juros, o banco central não se compromete de forma absoluta em ratificar o sinal previamente emitido, pois uma ação de política monetária é sempre contingente às condições econômicas vigentes. Desta forma, a previsibilidade em questão não significa previsibilidade perfeita do curso futuro da política monetária.

O segundo aspecto importante envolvendo a previsibilidade é que as ações de política monetária são dependentes dos choques a que uma economia está sujeita. Nesse sentido, as sinalizações da autoridade monetária dependem também da não ocorrência de choques para se materializarem. Assim, notam Carlson *et al* (2006): *“Clearly, shocks to the economy cannot be anticipated, meaning that policy responses to the shocks cannot be anticipated.”*

Embora seja possível argumentar que a publicação da resposta da autoridade monetária aos choques também seja um item que amplie a transparência do banco central, a complexidade dos choques a que uma economia está sujeita torna inviável a publicação da “função de reação” aos choques em regimes monetários com algum grau de discricionariedade.

A este respeito, Freedman (2002) também argumenta que um dos motivos pelo qual a divulgação de uma função de reação a choques é inviável é que não existe consenso sobre o modelo econômico subjacente nas formulações de política. Nas palavras do autor: *“With model uncertainty, there cannot be a simple reaction function, especially when different weights are attached to the projections from the various models in different circumstances. A*

second reason that there cannot be a simple reaction function is that the information used in coming to a decision involves more variables than can be incorporated in any such function.” (Freedman, 2002, p. 159)

Geraats (2002) também adverte que o aumento da previsibilidade pode não ser uma consequência do aumento da transparência na política monetária, ao enfatizar que, em economias não muito sujeitas a choques, a política monetária provavelmente será mais previsível, a despeito de não haver esforços para a melhoria da comunicação por parte do banco central (p. 6).

Thornton (2002), por sua vez, argumenta que uma ação de política monetária não precisa ser antecipada para ser eficaz. Segundo o autor, do ponto de vista da hipótese das expectativas para a estrutura a termo da taxa de juros, o que importa é a previsibilidade sobre o período de tempo em que as taxas de juros de curto prazo irão permanecer em um determinado nível, e não a previsibilidade de mudanças nas taxas. Nas palavras do autor: *“From the point of view of the EH, what matters most for the effectiveness of policy is the size and persistence of policy actions, not whether policy actions per se are anticipated.”* Thornton (2002, p.10)

Entretanto, um ponto não ressaltado pelo autor é a redução da volatilidade no mercado quando as ações de política monetária são previstas, conforme evidenciado em Woodford (2005) para o episódio de aperto da política monetária americana em 2004. Bernanke (2004) também argumenta que a redução da volatilidade é um efeito positivo da comunicação do Federal Reserve no mesmo episódio.

3. Transparência não é essencial para a credibilidade de um Banco Central

Thornton (2002) argumenta que a transparência não é essencial para a credibilidade de um banco central. *“A central bank that consistently delivers low and stable inflation will have credibility even if it does not publicly acknowledge that this is its goal.”* Thornton (2002, p.11) Como exemplo de bancos centrais caracterizados pela credibilidade, mas não necessariamente pela transparência, o autor cita os casos do Banco Central da Suíça (Swiss National Bank) e do Banco Central da Alemanha (Bundesbank).

4. Limites da transparência na política monetária

Uma fonte adicional de discussão se refere aos limites da transparência na comunicação da política monetária. Freedman (2002), cita como exemplo extremo a transmissão em tempo real das decisões de política monetária. Uma medida como esta seria negativa à condução da política monetária, na medida em que impediria o caráter formal das reuniões, além de inibir a mudança de opinião no curso das decisões e a discussão sobre pontos de vista distintos.

A discussão sobre os limites da transparência na condução da política monetária passa também por considerações de ordem prática, como a capacidade de entendimento, pelo público, do volume de informações divulgadas, assim como a possibilidade de interpretação das informações de forma diferente da pretendida pelo banco central. A este respeito, assim nota Geraats (2002, p. 28): *“One of the main reasons why there exists a big gap between the theory and practice of transparency is that the theoretical literature tends to abstract from the complications that arise when central banks attempt to reduce information asymmetries through communications. Most transparency models simply assume that information somehow gets perfectly conveyed. In fact, some models do not even have explicit announcements. However, in practice it is not trivial to communicate information effectively and there is a lot of scope for misinterpretation.”*

Sobre o assunto, assim se manifesta Winkler (2000, p.18): *“in a world where – unlike most standard economic models – cognitive limits matter, more information and greater detail does not by itself translate into greater transparency and better understanding, nor does it necessarily lead to more efficient decision-making.”*

O comentário acima mostra o *trade-off* entre o conceito de abertura (*openness*) entendido como a divulgação de um grande volume de informações com detalhe e a clareza na comunicação do banco central e sua avaliação sobre as condições econômicas correntes e futuras. Freedman (2002, p. 158) nota que um dos aspectos mais importantes e difíceis na comunicação dos bancos centrais são os riscos envolvidos nas previsões do cenário principal com que o banco central trabalha. O Banco Central do Brasil, à semelhança do Banco da Inglaterra (Bank of England), apresenta, no Relatório de Inflação, os riscos para a trajetória da inflação e do hiato do produto na forma de uma distribuição de probabilidades.

5. Efeitos negativos da divulgação dos votos

Um efeito de incentivo negativo apontado por Geraats (2000) é que, com a publicação dos votos os condutores da política monetária teriam incentivos para votar de acordo com as preferências do governo, tendo em vista a perspectiva de recondução (*reappointment*) ao cargo, o que seria prejudicial à condução da política monetária.

4 A CONSISTÊNCIA DA COMUNICAÇÃO DO COPOM

O objetivo desta seção é analisar a consistência da comunicação do COPOM, ou seja, queremos averiguar se as palavras do COPOM são seguidas por suas ações. Por exemplo, uma sinalização de redução (aumento) de taxa de juros é seguida por uma ação de política monetária no mesmo sentido? Para este objetivo, utilizaremos um glossário das comunicações do COPOM, o qual foi construído baseado no estudo de Rosa e Verga (2005), que estudam o mesmo assunto para o Banco Central Europeu (ECB).

Assim como no estudo de Rosa e Verga (2005), a motivação para os exercícios econométricos que seguem é que, se as informações providas pelo Banco Central nos seus comunicados são verdadeiras e claras, os agentes econômicos são capazes de antecipar os futuros movimentos na política monetária.

Atualmente, as reuniões do COPOM ocorrem oito vezes por ano, em dois dias seguidos: às terças-feiras e às quartas-feiras. Nas quartas-feiras a decisão sobre a taxa Selic é anunciada. As atas de cada reunião são divulgadas na Internet na quinta-feira posterior à reunião. Desta forma, o conteúdo informacional das decisões do COPOM ocorre em um dia distinto do dia em que a decisão foi estabelecida. Isto torna possível, a princípio, separar a reação do mercado financeiro à decisão da taxa de juros e ao conteúdo informacional da ata.

Em contraste com as práticas do Federal Reserve e do ECB, o conteúdo informacional do comunicado sobre a reunião do COPOM, (que é divulgado logo após o seu término) é bastante pequeno. Enquanto o comunicado do COPOM se resume a divulgar o novo nível da taxa Selic, o FED costuma divulgar o seu balanço de riscos logo após a reunião do FOMC. Por sua vez, o Banco Central Europeu tem como prática uma sessão de perguntas e respostas do presidente da instituição com a imprensa logo após a deliberação sobre a taxa de juros. Blinder e Wyplosz (2005) notam que existe um *trade-off* entre o conteúdo informacional dos comunicados versus o presente nas minutas. O modelo brasileiro prioriza as minutas das decisões, ao passo que os Estados Unidos e a União Européia priorizam o comunicado após a decisão como veículo para a comunicação com o mercado financeiro.

O glossário construído para as atas do COPOM é apresentado na Tabela 1, que codifica as respectivas palavras e expressões contidas na ata em um índice que toma os valores -1, 0 e 1, sendo que um índice igual a -1 indica um sinal de redução de juros, 0 uma manutenção e +1 indica um sinal de elevação na taxa Selic. Os valores atribuídos tentam

captar o risco para a meta de inflação em uma dada ata do COPOM, que indicariam uma futura mudança na taxa Selic.

Tabela 1 – Glossário das atas do COPOM e índice

Palavras-chave das atas do COPOM	Índice
Banco Central não permitirá que choques de oferta levem a aumento na taxa de inflação (A) – Manutenção da taxa de juros representa risco não desprezível para o cumprimento da meta [inflação projetada acima da meta] (A) – Riscos para o cumprimento da meta (A) – Impactos inflacionários potencias de choques de oferta ainda por se materializar (A) – Política monetária deve permanecer vigilante, evitando a propagação de choques e da depreciação cambial (A) – Política monetária firmemente comprometida com a convergência da inflação para as metas (M) – Inflação permanece em patamares elevados/política monetária deve ser firme (M) – Autoridade monetária estará pronta para adotar uma postura ativa, caso se consolide divergência entre inflação projetada e a trajetória das metas – Tendência (da inflação) incompatível com a trajetória de metas (M) – COPOM precisará ser menos tolerante em relação a choques que ameacem tornar a inflação maior do que as metas (M) ou viés de alta	+1
Balanco de oferta e demanda indica ausência de desequilíbrios que possam traduzir-se em pressões inflacionárias no horizonte relevante para o regime de metas para a inflação (A) – Quadro geral favorável [apropriado/compatível] à estabilidade de preços [consistente com a meta de inflação], mas fatores de risco precisam ser monitorados [permanecem dúvidas quanto à velocidade de queda da inflação] (A/M) – Atividade econômica em alta, mas compatível com estabilidade econômica (A) – Comportamento da inflação em linha com as percepções do COPOM (A)– Política monetária se encontra adequada, mas deve ser administrada com cautela [riscos permanecem] (A) – Incertezas recomendam confirmação de quadro favorável (A) – Perspectivas de queda da inflação em direção às metas, mas há riscos de perpetuação da inflação em patamares elevados [trajetória da inflação consistente com as metas] (M) – Aumento da inflação recomenda cautela da política monetária (M) – Probabilidade concreta de a inflação se desviar da trajetória das metas requer cautela adicional da política monetária.	0
COPOM decidiu avançar no processo de flexibilização da política monetária (M)- Projeções de inflação abaixo da meta/expectativas compatíveis com as metas/ riscos têm se tornado menos significativos – Consolidação de perspectivas favoráveis para a inflação no médio prazo/COPOM avalia que continuará havendo espaço para quedas adicionais da Selic no futuro (M) – Flexibilização adicional da política monetária deverá ser conduzida de forma parcimoniosa (M) - Cenário benigno para a evolução da inflação [com redução das incertezas/cenário externo favorável] (M) –Atividade econômica em ritmo condizente com as condições de oferta , com baixa probabilidade de pressões sobre a inflação (M)- ou viés de baixa	-1

Obs.: “A” indica frases de atas do COPOM sob a presidência de Armínio Fraga e “M” indica frases de atas do COPOM sob a presidência de Henrique Meirelles.

A título de exemplo, uma expressão como “a política monetária se encontra adequada” significaria um sinal de que a taxa Selic permaneceria inalterada, correspondendo ao índice 0. O mesmo valor foi atribuído a expressões que sinalizam uma mudança de sentido –para aumento ou redução na taxa Selic - na política monetária, mas que requerem a confirmação de um determinado cenário para algumas variáveis relevantes para que efetivamente se materialize uma inversão do ciclo de taxas de juros. Nesta categoria se encaixam expressões como “Quadro geral favorável [apropriado/compatível] à estabilidade de preços [consistente com a meta de inflação], mas fatores de risco precisam ser monitorados [permanecem dúvidas quanto à velocidade de queda da inflação]”, ou também “Política monetária se encontra adequada, mas deve ser administrada com cautela [riscos permanecem]”. Exemplos da codificação utilizada encontram-se no Apêndice A.

A metodologia empregada é influenciada por julgamentos pessoais, dependendo da interpretação do autor. É também possível a interpretação errônea de algumas atas, e também de que o mercado tenha interpretado as atas de uma forma diferente da desejada pelo COPOM. Entretanto, o mesmo procedimento foi empregado no estudo de Rosa e Verga (2005) e, em uma forma similar, nos estudos de Ehrmann e Frastscher (2005)⁷. É importante ressaltar também que, diferentes sentenças possuem significados diferentes em diferentes contextos, o que impede a atribuição direta de determinadas palavras-chave (prática comum nas comunicações dos bancos centrais) a um valor numérico.

Para levar em conta o caráter discreto da variável Índice (que assume os valores -1, 0 e +1), foram criadas as *dummies* $D_{-1,t}$, $D_{0,t}$ e $D_{1,t}$, as quais assumem o valor 1 quando Índice for igual a -1, 0 e 1, respectivamente, e 0 caso contrário. Foi estimada, então, a seguinte regressão para o período de junho de 1999, quando o regime de metas para a inflação foi implantado, a novembro de 2006, totalizando 83 observações:

⁷ Os autores analisam diferentes formas de comunicação (discursos, entrevistas e depoimentos) dos membros dos comitês de política monetária do Federal Reserve (FED), Banco da Inglaterra (BE) e do Banco Central Europeu (ECB). Utilizando as informações reportadas pela agência em tempo real Reuters para as diferentes formas de comunicação, os autores constroem dois índices: um índice sobre as condições econômicas (*economic outlook*), que assume o valor 1 (*stronger economic outlook*), 0 (*unchanged economic outlook*) ou -1 (*weaker economic outlook*) e um índice sobre as perspectivas da política monetária (*monetary policy inclination*), que também assume os valores +1 (*tightening inclination*), 0 (*no inclination*) e -1 (*easing inclination*). Neste trabalho, optamos por não distinguir entre as condições econômicas e as perspectivas da política monetária, para evitar uma possibilidade ainda maior de erros de classificação. O índice construído tem o objetivo de capturar as perspectivas para a política monetária, mas para a sua construção foi levada em conta a avaliação contida nas atas sobre o ambiente econômico. Além disto, a construção do índice se baseou somente nas atas do COPOM, desconsiderando as demais formas de comunicação.

$$R_{t+m} - R_t = \beta_1 D_{-1,t} + \beta_2 D_{0,t} + \beta_3 D_{1,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde R_{t+m} é a taxa Selic vigente m períodos⁸ a partir da data t , R_t é a taxa Selic vigente na data t e ε_t é um ruído branco. $D_{i,t}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 quando Índice= i , e 0 caso contrário. Esta equação foi estimada sem o intercepto da regressão para evitar a multicolinearidade perfeita, decorrente do problema conhecido como “armadilha das *dummies*”.

É importante notar que os exercícios econométricos aqui realizados não têm como objetivo averiguar se o índice criado com base nas atas do COPOM é capaz de prever corretamente as mudanças na taxa Selic, ou seja, de qual será a magnitude de alteração na taxa Selic no próximo encontro do COPOM, mas sim a direção do movimento na taxa Selic. Consideramos a comunicação do COPOM consistente se por meio das atas é possível inferir se a taxa Selic será reduzida, mantida ou elevada nos próximos passos da política monetária.

A Tabela 2 mostra os resultados da estimação de (3) para $m=1,2,3,4,5,6$. Os coeficientes estimados para as variáveis *dummies* $D_{-1,t}$ e $D_{1,t}$ são sempre significantes para todos os horizontes temporais, exceto para o coeficiente estimado para $D_{1,t}$ quando $m=6$. Entretanto, o coeficiente estimado para $D_{0,t}$ é sempre negativo, embora não significativo para $m=1,2,4,5,6$.

Um possível motivo para o sinal negativo de $D_{0,t}$ é que atribuímos valor 0 para a variável Índice quando as atas continham expressões que indicavam um quadro favorável para a estabilidade de preços, mas que uma possível redução de juros seria dependente da divulgação de novos indicadores econômicos. Por exemplo, para expressões como “Quadro geral favorável [apropriado/compatível] à estabilidade de preços [consistente com a meta de inflação], mas fatores de risco precisam ser monitorados [permanecem dúvidas quanto à velocidade de queda da inflação]”, a variável Índice assumiu o valor 0. Possivelmente, na maioria das vezes em que este tipo de expressão foi utilizada, a taxa Selic foi reduzida em reuniões subseqüentes, indicando assim um viés da variável Índice quando ela assume o valor

⁸ Os períodos são dados pelos intervalos entre as reuniões do COPOM. Por exemplo, $m = 1$ indica o período compreendido entre a reunião do COPOM na data t e reunião subsequente, $m=2$ indica duas reuniões à frente da data t . e assim por diante. Desta forma, os períodos nem sempre são mensais, haja vista que a partir do ano de 2006, as reuniões do COPOM passaram a ocorrer 8 vezes no ano, deixando de ser, portanto, mensais.

0 (embora o coeficiente estimado para $D_{0,t}$ não tenha sido estatisticamente significativo em todas as especificações).

Tabela 2 – Previsão de mudanças na taxa Selic usando *dummies* para o índice das atas do COPOM

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: $R_{t+m} - R_t$					
	M=1	M=2	M=3	M=4	M=5	M=6
$D_{-1,t}$	-0,63*** [0,00]	-0,94*** [0,00]	-1,21*** [0,00]	-1,37*** [0,00]	-1,39** [0,02]	-1,28* [0,07]
$D_{0,t}$	-0,04 [0,69]	-0,30 [0,11]	-0,48 [0,12]	-0,59 [0,18]	-0,63 [0,25]	-0,65 [0,27]
$D_{1,t}$	0,53*** [0,00]	1,03*** [0,00]	1,34*** [0,00]	1,45*** [0,00]	1,30*** [0,00]	1,04 [0,15]
R2	0,32	0,31	0,26	0,19	0,12	0,07
R2 Ajustado	0,31	0,29	0,24	0,17	0,10	0,04
Erro-padrão	0,65	1,16	1,70	2,28	2,86	3,40
Observações	83	82	81	80	79	78

Nota: Estimação por OLS, p-valores em colchetes e desvios-padrões consistentes à heterocedasticidade utilizando o método de White.

O resultado das regressões estimadas indicam que as variáveis *dummies* $D_{-1,t}$ e $D_{1,t}$ são úteis para capturar a sinalização de redução ou aumento da taxa Selic.

O gráfico 1 apresenta a taxa Selic efetiva e a taxa Selic prevista pelo modelo da equação (3), considerando $m=1$. Pela evolução das duas séries, concluímos que o ajuste do modelo é adequado, evidenciando que as palavras contidas nas atas do COPOM podem ser utilizadas para prever o curso da taxa Selic.

Gráfico 1 – Selic efetiva x Selic prevista pelo modelo para m=1

Por sua vez, o gráfico 2 apresenta os valores de $R_{t+1} - R_t$ na escala da esquerda contra os valores assumidos pelo Índice na data t na escala da direita do gráfico. Podemos observar a correlação positiva entre as duas séries.

Gráfico 2 - Valores de $R_{t+1} - R_t$ e valores do índice.

Gráfico 3 – Variações na taxa Selic: valores previstos x valores realizados

Por fim, o Gráfico 3 apresenta as variações efetivas na taxa Selic e as variações previstas pelo modelo para $m=1$, ou seja, $R_{t+1} - R_t$. Podemos constatar que ambas as séries caminham juntas, mas que o modelo não foi capaz de prever as oscilações de grande magnitude na taxa Selic, como a elevação no final do ano de 2002 e a redução no ano de 2003. Mas em períodos sem oscilações de grande magnitude na taxa Selic, o ajuste do modelo pode ser considerado satisfatório.

Foram estimados também modelos probit ordenados, com a variável dependente sendo o sinal da mudança da taxa Selic em $m=1, \dots, 6$, com a variável Índice como variável explicativa. Ou seja, a função sinal (Δ taxa Selic) tomando o valor 1 quando a variação for positiva, -1 se a variação for negativa e 0 caso a taxa permaneça inalterada.

A Tabela 3 abaixo mostra o percentual de previsões corretas dos modelos probit estimados, para as distribuições normal, logística e de valores extremos.

Tabela 3 – Classificação correta de previsão do probit em %

Distribuição	Horizonte temporal					
	M=1	M=2	M=3	M=4	M=5	M=6
Normal	92,77%	75,90%	54,22%	61,45%	63,86%	66,27%
Logística	92,77%	75,90%	54,22%	61,45%	63,86%	66,27%
Valores Extremos	92,77%	42,17%	54,22%	61,45%	6,86%	66,27%

Nota: Modelos estimados utilizando-se o método Probit ordenado (Quadratic Hill climbing)

Os resultados da Tabela acima indicam que a capacidade preditiva do modelo é alta, em particular para a próxima decisão do COPOM (para $m=1$, o modelo classifica corretamente a variação da taxa Selic em 92,77% das vezes), corroborando que as atas do COPOM emitem sinais relevantes em relação ao curso futuro da taxa Selic. Entretanto, o poder de previsão diminui significativamente para horizontes temporais mais longos (oscilando entre 54,22% a 75,90%).

Comparando os resultados acima com os de Rosa e Verga (2005), verificamos que o poder de previsão das palavras da autoridade monetária brasileira é maior do que as do Banco Central Europeu (ECB) para $m=1$, ao passo que para os demais horizontes o percentual de acerto no caso europeu é maior, como pode ser observado na Tabela 4.

Tabela 4 – Classificação correta de previsão do probit em % - Brasil e Europa

	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	m = 6
Índice ECB	85,5	82,3	83,9	87,1	77,4	74,2
Índice Brasil	92,77	75,9	54,22	61,45	63,86	66,27

Nota: Os resultados para o índice construído para o Banco Central Europeu foram retirados do estudo de Rosa e Verga (2005)

Na medida em que o Brasil é uma economia mais sujeita a choques, e o próprio regime de metas para a inflação é relativamente recente, não surpreende a menor capacidade de previsão das palavras do COPOM para horizontes temporais mais longos. Um outro ponto relevante é que a comunicação dos bancos centrais tem um caráter contingente, ou seja, o

sinal emitido em relação ao curso futuro da taxa de juros depende de um conjunto de variáveis relevantes para se materializar.

Os resultados apresentados acima indicam que a comunicação do COPOM pode ser considerada consistente, na medida em que um simples índice concluído com base nas atas é capaz de indicar o comportamento futuro de fixação de juros da autoridade monetária.

5 INDICADORES MACROECONÔMICOS E A ATA DO COPOM

Os analistas do mercado financeiro brasileiro despendem considerável atenção à análise das atas do COPOM. Mais do que a decisão de política monetária, é na ata que os agentes procuram sinais sobre o curso futuro da política monetária. Cada frase ou palavra inserida entre uma ata e outra é minuciosamente analisada, podendo oferecer pistas sobre a avaliação dos membros do comitê sobre o estado da economia e o comportamento dos diretores nas reuniões subsequentes.

Heinemann e Ullrich (2005) constataam que a atenção dispensada por analistas e pela mídia financeira à análise dos comunicados dos bancos centrais não encontra correspondência nos métodos acadêmicos utilizados para explicar e prever as decisões de política monetária.

Usualmente, análises acadêmicas tentam descrever o comportamento de fixação de juros por meio da Regra de Taylor, que explica a variação da taxa de juros nominal com base em indicadores econômicos considerados relevantes, como o hiato do produto, as expectativas de inflação, a variação cambial e o crescimento da oferta monetária, entre outras.

A este respeito, Heinemann e Ullrich (2005) apontam os seguintes motivos para a explicação usual do comportamento de fixação da taxa de juros básica com base tão somente em dados econômicos quantitativos: (i) a dificuldade em se quantificar os sinais retóricos dos comunicados e (ii) a hipótese de que as expectativas dos agentes econômicos são formadas levando-se em conta somente os indicadores econômicos publicados, implicando que a comunicação da autoridade monetária não fornece informações adicionais sobre as perspectivas para a política monetária. Na palavras dos autores, sob a veracidade da hipótese (ii), *“the watching of Central bankers’ lips would have to be regarded as a forecasting technique being inferior to more technical approaches.”*

Nesta parte do trabalho analisamos estes pontos para o Brasil, tentando responder as seguintes questões: (i) o índice construído com base nas atas do COPOM é capaz de explicar satisfatoriamente o comportamento de fixação da taxa de juros básica do Banco Central, desconsiderando formas de previsão mais sofisticadas ? e (ii) o índice auxilia na explicação das taxas estabelecidas pelo Banco Central, mesmo levando em consideração indicadores econômicos usualmente considerados relevantes no processo decisório da política monetária ?

Na primeira questão, tentamos averiguar se a prática de *“central bank watching”*, baseada somente na análise das atas fornece previsões satisfatórias quando comparadas com técnicas mais sofisticadas, baseadas em modelos econométricos e teóricos. Se isto for

verdade, a atenção dispensada aos comunicados pode ser uma forma de minimização de custos por parte dos agentes econômicos. Nas palavras de Heinemann e Ullrich (2005, p.4) :
“If a Central bank credibly states what it intends to do in the coming months, market participants could try to economize on forecasting efforts and – in the extreme – even stop devoting any resource to this activity apart from following official statements.”

Na segunda questão tentamos averiguar se o conteúdo informacional da retórica do Banco Central auxilia na explicação da taxa Selic, mesmo em conjunto com importantes indicadores macroeconômicos. Heinemann e Ullrich (2005) notam que isto seria verdade se uma (ou ambas) das seguintes condições fosse válida: (i) se o Banco Central possui informação privada em dados relevantes para as futuras decisões de política monetária, como os dados mais recentes de inflação ou atividade econômica ou (ii) se os agentes de mercado são incertos em relação ao modelo de decisão utilizado pelo Banco Central.

Para tentar responder as perguntas colocadas nesta seção, utilizaremos estratégia semelhante à utilizada no estudo sobre o mesmo assunto de Heinemann e Ullrich (2005) para o *European Central Bank* (ECB), qual seja: verificamos o ajuste de um modelo que tenta explicar a taxa Selic definida pelo COPOM com base na taxa Selic passada e na variável Índice defasada, apresentada na seção anterior. Em seguida adicionamos a variável Índice - que tenta capturar a comunicação do COPOM -, a uma função de reação da autoridade monetária. No estudo dos autores para o ECB, eles concluem que a exploração dos sinais retóricos emitidos por aquela instituição ajuda a explicar as decisões de taxas de juros.

Rosa e Verga (2006) adicionaram a uma regra de Taylor o índice criado pelos autores para os comunicados do ECB. Nas estimações realizadas os autores encontraram que o índice criado é estatisticamente significativo, assim como os controles macroeconômicos utilizados, como a taxa de juros real de curto prazo, um indicador de atividade econômica e a variação cambial do Euro. Os autores interpretam este resultado como uma evidência de que as palavras utilizadas pela autoridade monetária são complementares dos indicadores macroeconômicos, indicando que a comunicação do Banco Central provê informações adicionais e relevantes sobre o curso futuro da política monetária.

Estimativas da Regra de Taylor para o Brasil para o Brasil tomam a seguinte forma (por exemplo, o estudo de Minella *et al* (2002) e Minella *et al* (2003)):

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(\alpha_0 + \alpha_3 y_{t-2} + \alpha_4 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)) \quad (4)$$

onde i_t é a taxa de juros, y_t é o hiato do produto, $E_t\pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação e π_{t+j}^* é a meta para a inflação, e permitindo dois termos de suavização da taxa de juros, representado pela taxa de juros defasada em um período e em dois períodos. A seguinte variável foi criada para mensurar o desvio da expectativa de inflação da meta:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (5)$$

Esta variável, - desvio-, é uma média ponderada dos desvios da expectativa de inflação do ano t e do ano $t+1$. O indexador j se refere ao mês em que a expectativa foi coletada e o indexador t se refere ao ano. A criação desta variável se justifica pelo fato de que, no Brasil, o regime de metas para a inflação utiliza como meta a taxa de inflação de um ano calendário. No transcorrer do ano, a autoridade monetária passa a dar um peso crescente para a meta do ano subsequente. Este comportamento é compatível com a expressão em (5).

Segundo nossa estratégia de análise, em primeiro lugar estimamos a expressão (4), uma Regra de Taylor padrão. Os resultados esperados para os coeficientes são os seguintes: um produto acima do potencial, ou seja, um hiato do produto positivo, tende a aumentar a probabilidade de um aumento da taxa de juros nominal. Desta forma, esperamos um coeficiente $\alpha_3 > 0$. A expectativa de inflação acima da meta também tende a aumentar a probabilidade de um aumento da taxa de juros, na medida em que as expectativas de inflação desempenham papel central na condução da política monetária. Assim, também esperamos $\alpha_4 > 0$.

Para a variável taxa de juros foi utilizada a meta para a taxa Selic em t decidida pelo COPOM, para o hiato do produto y_t foi utilizado a diferença da produção industrial dessazonalizada⁹ de sua tendência (extraída pelo filtro HP). Na expressão (4) e em nossas estimações, a variável hiato do produto aparece defasada em dois períodos. O motivo para isto é que, no Brasil, a série de produção industrial é divulgada com uma defasagem de dois meses, ou seja, em um determinado mês t , temos disponível a produção industrial do mês $t-2$. Para as expectativas de inflação foram utilizadas as expectativas coletadas pela pesquisa

⁹ Procedimento que está em linha com o utilizado nas referências mencionadas. A série dessazonalizada utilizada é fornecida pelo IBGE na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física, e foi extraída do site do Ipea (www.ipeadata.gov.br).

Focus nos dias das reuniões do COPOM¹⁰. Todas as séries, exceto Índice, foram retiradas do sítio do Banco Central na internet.

Os resultados encontrados para uma regra de Taylor padrão encontram-se na primeira coluna da Tabela 5. Os termos de suavização de taxa de juros de primeira e de segunda ordem são significantes a 1%. O coeficiente do hiato do produto possui sinal correto mas não é estatisticamente significativo. O coeficiente da variável de desvio da expectativa da meta possui o sinal correto e é estatisticamente significativo a 10% de significância. Por fim, a equação estimada apresenta algum problema de auto-correlação serial, como pode ser constatado pela estatística Q de Ljung-Box.

Os resultados apresentados para a Regra de Taylor padrão mostram um elevado grau de suavização da taxa de juros, na medida em que os coeficientes de suavização da taxa de juros são bastante significantes. A soma dos dois coeficientes de suavização da taxa de juros (α_1 e α_2) é 0,93. Gerlach (2004) aponta o ambiente de incerteza em que os bancos centrais tomam decisões como um dos principais motivos para a prática de suavização da taxa de juros.

A significância do coeficiente da variável de desvio das expectativas de inflação das metas mostra que a gestão da política monetária reage ao comportamento das expectativas de inflação, sendo também uma evidência do caráter *forward-looking* da condução da política monetária brasileira, resultado este encontrado também pelos estudos citados anteriormente para o Brasil. A falta de significância do coeficiente do hiato do produto nos induz à conclusão de que, no período analisado, a atividade econômica teve uma importância secundária na determinação da política monetária.

O passo seguinte da nossa estratégia de análise foi estimar a seguinte equação, que corresponde a um modelo em a taxa de juros Selic é explicada tendo como informação somente as atas do COPOM –representadas pela variável Índice –, e a história da taxa, dada pelos termos de suavização da taxa de juros. Este modelo corresponde ao modelo mais simples dos *central bank watchers*:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(\alpha_0 + \alpha_3 \text{Índice}_{t-1}) \quad (6)$$

Os resultados encontrados na estimação da expressão acima encontram-se na segunda coluna da Tabela 5. Novamente, a constante e os termos de suavização da taxa de juros

¹⁰ Foram utilizadas expectativas coletadas nos dias das reuniões do COPOM para evitar endogeneidade.

mostram-se significantes a 1%. A soma dos dois coeficientes de suavização da taxa de juros é igual a 0,89, um pouco inferior ao encontrado na estimação da Regra de Taylor padrão, mas ainda elevado, mostrando que a política monetária brasileira é conduzida de forma a não provocar oscilações bruscas no nível da taxa Selic. Por fim, o coeficiente da variável Índice é positivo (3,15) e estatisticamente significativo a 1%. O ajuste deste modelo simples é pior do que o de uma Regra de Taylor padrão, mas pode ser considerado satisfatório, haja vista que o poder explicativo deste modelo simples (R^2 Ajustado = 0,931) não é muito inferior ao obtido por meio de uma Regra de Taylor padrão (R^2 Ajustado = 0,960), apresentando também autocorrelação serial de menor magnitude.

Desta forma, este modelo simples, que tenta explicar o comportamento de fixação de juros por parte do Banco Central tendo por base somente a história da taxa de juros e uma variável que tenta capturar o significado das palavras da autoridade monetária, apresenta um ajuste satisfatório, dando fundamento para a prática de *central bank watching*. Este resultado também pode justificar de forma empírica a atenção que os analistas econômicos brasileiros dispensam à análise das atas do COPOM.

Para averiguar em que medida a variável Índice contém informações sobre o processo decisório da política monetária que não estão presentes em estimações da Regra de Taylor na forma padrão, a variável Índice (Tabela 1) defasada em um período foi adicionada como variável explicativa à equação da Regra de Taylor padrão:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(\alpha_0 + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)) + \alpha_5 \text{Índice}_{t-1} \quad (7)$$

A coluna (3) apresenta os resultados da estimação com esta especificação. Como antes, os coeficientes estimados para a constante e suavização da taxa de juros são significantes a 1%. O coeficiente da variável hiato do produto continua com o sinal esperado, mas não é estatisticamente significativo. Nesta especificação, o coeficiente estimado para o desvio da expectativa de inflação da meta é bastante inferior ao encontrado na Regra de Taylor padrão (0,21 ante 1,71 anteriormente) e, mais importante, esta variável perde totalmente a sua significância (p-valor = 0,90), ao passo que o coeficiente estimado para a variável Índice defasada em um período é positivo (0,31) e estatisticamente significativo a 1%. Interpretamos este resultado como um sinal de que as palavras contidas nas atas do COPOM podem ser encaradas como substitutas da variável que tenta capturar o desvio das expectativas de inflação da meta. Na medida em que a significância da variável de desvio das expectativas

da meta indica em que medida a política monetária é conduzida de forma *forward-looking*, reagindo às expectativas dos agentes sobre o comportamento futuro da taxa de inflação, a significância da variável Índice na especificação da terceira coluna da Tabela 5 indica que as atas fornecem sinais relevantes sobre o curso futuro da política monetária.

Por fim, tendo em conta que a inclusão da variável Índice em uma Regra de Taylor padrão tem como efeito a perda de significância do coeficiente da variável de desvio das expectativas de inflação da meta, estimamos a seguinte expressão, onde substituímos a variável de desvio das expectativas da meta pela variável Índice.

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 i_{t-2} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(\alpha_0 + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \text{Índice}_{t-1}) \quad (8)$$

Os resultados obtidos da estimação da expressão acima encontram-se na quarta coluna da Tabela 5. Novamente, os coeficientes da constante e dos termos de suavização da taxa de juros aparecem significantes a 1%. A soma dos dois coeficientes de suavização da taxa de juros ($\alpha_1 + \alpha_2$) é igual a 0,893, indicando também um elevado grau de suavização da taxa de juros. O coeficiente do hiato do produto aparece novamente com o sinal esperado, mas insignificante. Por fim, o coeficiente da variável Índice aparece com sinal positivo, e significativo a 5%.

Tabela 5 – Função de reação do Banco Central

Variável Dependente: taxa de juros Selic (Meta)				
Regressores	Coeficientes e p-valores em colchetes []			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	17,03*** [0,00]	18,53*** [0,00]	17,93*** [0,00]	18,50*** [0,00]
Taxa Selic (t-1)	1,51*** [0,00]	1,36*** [0,00]	1,37*** [0,00]	1,36*** [0,00]
Taxa Selic (t-2)	-0,58*** [0,00]	-0,47 [0,00]	-0,43*** [0,00]	-0,47*** [0,00]
Desvio das expectativas	1,714* [0,09]		0,22 [0,90]	
Hiato do produto	0,557 [0,283]		0,67 [0,32]	0,28 [0,45]
Índice (t-1)		3,154** [0,01]	0,31** [0,01]	3,04** [0,01]
R ²	0,962	0,93	0,96	0,93
R ² Ajustado	0,960	0,93	0,96	0,93
Erro-padrão	0,604	0,78	0,58	0,78
Estatística Q (defasagem) – p-valores				
Q(1)	0,05	0,02	0,83	0,00
Q(5)	0,00	0,05	0,00	0,04
Q(10)	0,00	0,24	0,09	0,31
Q(15)	0,01	0,56	0,31	0,64

Nota: estimação por OLS. Observações: 79 (18/01/2000 a 29/11/2006). *, ** e *** indicam significância estatística a 10, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados encontrados nos fornecem duas conclusões.

Em primeiro lugar, a construção de um modelo que tenta explicar o comportamento de fixação de juros com base tão somente na história da taxa de juros e de um índice que tenta capturar o conteúdo informacional presente nas atas do COPOM produz um ajuste satisfatório, com R^2 de aproximadamente 93%, não muito inferior ao de um modelo que considera outros indicadores relevantes como variáveis explicativas. Este resultado fornece uma justificativa para a atenção dispensada por parte dos analistas aos comunicados do Banco Central, e, em um âmbito mais abrangente, justifica também a prática de *central bank watching* no Brasil. Este comportamento dos agentes pode ter como origem o objetivo de minimização de custos por parte dos agentes econômicos (Heinemann e Ullrich, 2005, p.4), na medida em que os resultados acima indicam que métodos mais sofisticados de previsão da taxa de juros não são necessários, haja vista que um modelo baseado somente na história da taxa de juros e nos comunicados da autoridade monetária produz resultados satisfatórios.

Em segundo lugar, os resultados indicam que a a variável Índice, em conjunto com outros indicadores macroeconômicos considerados relevantes, oferece informações relevantes para explicar a taxa Selic estabelecida pelo COPOM. Em particular, encontramos em algum grau que a variável de desvio das expectativas de inflação das metas e a variável Índice podem ser consideradas como substitutas, na medida em que a inclusão da variável Índice em uma Regra de Taylor padrão retira o significado da variável Desvio. A significância da variável Índice nas especificações das colunas (3) e (4) da Tabela 5 pode indicar a existência de informação privada por parte do Banco Central sobre o estado da economia, ou indicar que os agentes são incertos a respeito do modelo de decisão utilizado pelo Banco Central (Heinemann e Ullrich, 2005, p4).

Por fim, encontramos que, quando acrescentamos a uma Regra de Taylor padrão a variável Índice baseada nas atas do COPOM, o poder explicativo se eleva apenas marginalmente, indicando que as palavras do COPOM podem ser tomadas como substitutas de variáveis macroeconômicas usualmente consideradas relevantes no processo de decisão da política monetária..

Estimamos também uma função de reação da autoridade monetária pelo método Probit ordenado, utilizado nos estudos de Heinemann e Ullrich (2005) e Gerlach (2004). A justificativa para o uso desta técnica, em contraponto à estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é que, como os bancos centrais usualmente variam a taxa de juros básica

em 0,25% ou 0,50% , a estimação por Probit ordenado permite distinguir as ocasiões em que a taxa foi elevada, reduzida, ou mantida inalterada.

Em nossas estimações, a variável dependente assume o valor +2 quando o aumento da taxa Selic foi maior ou igual a 0,50%, +1 quando a mudança na taxa foi de 0,25%, 0 quando a taxa permaneceu inalterada, -1 quando a redução foi de -0,25% e -2 quando a redução na taxa Selic foi menor ou igual a -0,50%. Desta forma, a variável dependente permite distinguir “pequenas” e “grandes” mudanças na taxa Selic, procedimento em linha com o adotado no estudo de Gerlach (2004). As variáveis explicativas utilizadas foram: (i) a taxa de juros defasada, denotada por i_{t-1} ; (ii) a variação da taxa Selic defasada, denotada por Δi_{t-1} ; (iii) a variação cambial observada desde a última reunião do COPOM, denotada por Δe_t ; (iv) como medida de hiato do produto utilizamos a diferença entre a média móvel da produção industrial dessazonalizada e sua tendência (extraída pelo filtro HP), denotada por y_{t-2} ; (v) o desvio das expectativas de inflação das metas, denotado por $E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*$; (vi) o Índice criado a partir das atas do COPOM, denotado por $\acute{I}ndice_{t-1}$. Os resultados encontram-se na Tabela 6.

A primeira coluna da Tabela 6 apresenta os resultados de uma função de reação tradicional. Observamos que a taxa de juros defasada em um período é significativa a 1%. O sinal negativo do coeficiente da taxa de juros defasada indica que a probabilidade de uma elevação da taxa Selic depende negativamente do seu nível, ou seja, quanto maior o nível da taxa Selic, menor é a probabilidade de que ocorra uma elevação na taxa. A variação da taxa Selic defasada em um período também é significativa a 1%, e possui sinal positivo, indicando que a probabilidade de uma elevação da taxa Selic depende positivamente das variações anteriores na taxa, ou seja, uma elevação na taxa Selic na última reunião do COPOM aumenta a probabilidade de um aumento da taxa na reunião corrente. Este sinal é oposto ao encontrado nos estudos para o ECB de Heinemann e Ullrich (2005) e de Gerlach (2004), em que o sinal do coeficiente da variação da taxa de juros defasada é negativo. Uma possível explicação para esta diferença pode ser que os ciclos da taxa de juros no Brasil são efetuados em uma magnitude maior, ou seja, em um ciclo de restrição monetária, a taxa de juros precisa ser elevada em uma magnitude maior.

Tabela 6 – Modelos Probit Ordenados

	(1)	(2)	(3)
i_{t-1}	-0,20*** [0,00]	-0,14*** [0,00]	-0,17** [0,02]
Δi_{t-1}	2,44*** [0,00]	1,66*** [0,00]	1,51*** [0,00]
Δe_t	3,12*** [0,01]		4,27*** [0,00]
y_{t-2}	0,31** [0,05]		0,32* [0,06]
$E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*$	0,62*** [0,01]		0,32 [0,22]
$\acute{I}ndice_{t-1}$		1,16*** [0,00]	1,46*** [0,00]
Log-Verossimilhança	-62,73	-62,21	-52,99
Log-Verossimilhança Restrita	-102,85	-108,19	-102,85
Pseudo R^2	0,39	0,42	0,48
Observações	79	84	79

Nota: p-valores em colchetes [].

O coeficiente da variação cambial na primeira coluna da Tabela 6 apresenta sinal positivo, conforme esperado, e é estatisticamente significativo a 1%. Este resultado é interessante, na medida em que estudos que estimam a função de reação da autoridade monetária no Brasil por meio de Mínimos Quadrados Ordinários usualmente encontram que o sinal da variação cambial defasada não é significativo, ou significativo somente a 10% (por exemplo em Minella et al (2002)), indicando que o Banco Central não reage a movimentos na taxa de câmbio, resultado oposto ao encontrado em nossas estimações utilizando o método probit ordenado.

Por fim, os resultados da coluna 1 mostram um sinal positivo e estatisticamente significativo para a medida de hiato do produto utilizada e também para a variável de desvio das expectativas de inflação das metas, indicando que a autoridade monetária reage a ambas

variáveis. A significância estatística do coeficiente da variável hiato do produto se contrapõe à falta de significância estatística desta variável quando estimamos a função de reação por Mínimos Quadrados Ordinários, e mostra que a autoridade monetária também reage a movimentos na atividade econômica.

A segunda coluna da Tabela 6 apresenta os resultados de um modelo simplista de um “*central bank watcher*”, que tenta depreender a taxa de juros Selic estabelecida pelo COPOM tomando por base somente a história da taxa Selic e a leitura das atas do COPOM. Podemos constatar que o ajuste deste modelo simples é melhor do que o modelo apresentado na primeira coluna da Tabela 6 (Pseudo R^2 de 0,42 contra 0,39 na função de reação tradicional). Este resultado pode ser interpretado como uma evidência que suporta a atividade de “*central bank watching*” no Brasil, justificando a atenção que os analistas dedicam à análise das atas do COPOM.

Por fim, a coluna 3 da Tabela 6 apresenta o resultado da estimação de uma função de reação tradicional com a inclusão do Índice construído com base nas atas do COPOM. Esta especificação é a que apresenta o melhor ajuste. Assim como na estimação por MQO, a inclusão do índice faz com que a variável de desvio das expectativas das metas perca a significância.

A Tabela 7 apresenta o número de erros de previsão de cada modelo estimado. Valores de erro positivos (negativos) indicam que o modelo estimado sobreestimou (subestimou) o número de vezes em que a taxa Selic foi alterada em uma determinada magnitude e sentido. Pela Tabela podemos observar que a inclusão do índice criado a partir das atas do COPOM diminui os erros de previsão de manutenção da taxa Selic (variável dependente igual a 0), particularmente no modelo (2), que tenta explicar as mudanças na taxa Selic com base somente na história da taxa e no índice criado.

Em relação à primeira questão colocada nesta parte do trabalho, concluímos que a prática de “*central bank watching*”, baseada somente na análise das atas e da história da taxa de juros, fornece previsões satisfatórias quando comparadas com técnicas mais sofisticadas, baseadas em modelos econométricos e teóricos, resultado este que se contrapõe ao de Heinemann e Ullrich (2005) para o ECB, em que os autores, baseados em estimações de modelos Probit ordenados, encontram que o poder explicativo de um modelo baseado apenas nas palavras do ECB e na história da taxa de juros é significativamente inferior ao de uma Regra de Taylor padrão e também ao de uma Regra de Taylor acrescida de um índice construído com base na frequência de palavras chave por parte do ECB

Um dos possíveis motivos para este resultado é que a atenção dispensada aos comunicados pode ser uma forma de minimização de custos por parte dos agentes econômicos, e que a comunicação do Banco Central do Brasil é crível.

Em relação à segunda questão colocada, constatamos que o conteúdo informacional da retórica do Banco Central auxilia na explicação da taxa Selic, mesmo em conjunto com importantes indicadores macroeconômicos. Este resultado pode indicar, segundo Heinemann e Ullrich (2005) que uma (ou ambas) das seguintes condições é válida: (i) o Banco Central possui informação privada em dados relevantes para as futuras decisões de política monetária, como os dados mais recentes de inflação ou atividade econômica ou (ii) os agentes de mercado são incertos em relação ao modelo de decisão utilizado pelo Banco Central.

Tabela 7 – Erros nas previsões de mudanças de taxas de juros

Variável Dependente	Modelo (1)		Modelo (2)		Modelo (3)	
	Frequência na amostra	Erro	Frequência na amostra	Erro	Frequência na amostra	Erro
-2	25	0	29	-4	25	0
-1	3	3	3	3	3	3
0	32	-8	33	-1	32	-6
+1	3	3	3	3	3	3
+2	16	2	16	-1	16	0
Percentual de previsões corretas	79,75%		85,71%		84,81%	

No apêndice B, apresentamos os resultados da estimação de modelos Probit ordenados com a inclusão da surpresa inflacionária do IPCA, denotada por $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e$, no mês que precedeu a reunião do COPOM.

Com a inclusão desta variável, o ajuste do modelo mais simples, apresentado na segunda coluna da Tabela 12, se torna um pouco pior do que o de uma especificação da função de reação tradicional, com diversos controles macroeconômicos. A inclusão do índice construído com base nas atas do COPOM melhora o ajuste do modelo, mas, assim como anteriormente, faz com que o desvio das expectativas de inflação das metas se torne não

significante. De maneira geral, os resultados de estimações com esta especificação não são muito diferentes dos apresentados anteriormente.

6 VOLATILIDADE DO MERCADO E A ATA DO COPOM

Nesta seção tentaremos obter alguma evidência sobre a reação do mercado financeiro aos comunicados do Banco Central, em particular à ata do COPOM. Sob o ponto de vista da gestão da política monetária, a reação do mercado financeiro aos comunicados é relevante porque os preços dos ativos exercem um papel importante nos mecanismos de transmissão da política monetária, na medida em que mudanças na taxa de juros básica não produzem um efeito imediato sobre a atividade econômica e sobre a inflação. O alinhamento entre o comportamento dos preços dos ativos e os objetivos da autoridade monetária é desejável para a consecução dos objetivos da política monetária; e a comunicação do Banco Central pode servir como instrumento eficaz para influenciar os preços dos ativos. Ademais, evidências empíricas da reação de preços de ativos às diferentes formas de comunicação da autoridade monetária podem ser utilizadas para materializar os benefícios potenciais da transparência na política monetária (Kohn e Sack, 2003).

O foco da análise desta parte do trabalho será na volatilidade de preços dos ativos nos dias de divulgação da ata do COPOM. A justificativa para analisarmos a volatilidade dos preços dos ativos é que, se o sinal emitido pelo COPOM sobre o curso futuro das taxas de juros é entendido pelo mercado, o conteúdo informacional da ata não deve provocar grandes incertezas e, portanto, volatilidade no mercado. Desta forma, uma comunicação melhor, que torne a política monetária mais previsível, deve corresponder a uma menor volatilidade no mercado, conforme argumentado em Ehrmann e Fratzscher (2005, p.19). O único meio de comunicação da autoridade monetária analisado será a ata do COPOM, por ser o veículo de comunicação mais freqüente do Banco Central, além de também ser o que recebe maior atenção por parte da mídia e do mercado financeiro¹¹.

Kohn e Sack (2003) realizaram um estudo para a reação do mercado financeiro americano à divulgação do comunicado divulgado após as reuniões do FED. Utilizando séries financeiras de índices acionários, rendimentos de títulos do Tesouro americano, taxas dos mercados futuros e taxas de câmbio, os autores encontraram evidências de aumento da volatilidade¹² devido a diferentes formas de comunicação do FED, como os depoimentos do presidente ao Senado e a divulgação das minutas das reuniões do FOMC.

¹¹ O Relatório de Inflação também recebe atenção considerável por parte da imprensa e do mercado financeiro, mas tem freqüência trimestral, ao passo que as atas das reuniões do COPOM tinham freqüência mensal antes de 2006, passando a ser divulgadas 8 vezes por ano a partir daquele ano.

¹² Em relação à semana anterior.

Em estudo correlato para a Inglaterra, Reeves e Sawicki (2005), também analisam a resposta do mercado financeiro inglês às formas de comunicação do *Bank of England* (BE). Utilizando dados diários e intradiários, os autores encontram que os mercados reagem¹³ à divulgação das atas do *Monetary Policy Committee* (MPC), e também à divulgação do Relatório de Inflação trimestral daquela instituição. Em contrapartida, os autores não encontram resposta significativa dos mercados a formas de comunicação individuais, como discursos e pronunciamentos ao Parlamento dos membros do MPC. Desta forma, os autores concluem que as atas das reuniões do MPC são importantes para influenciar as expectativas do mercado para as perspectivas de curto prazo da política monetária.

Muller e Zellmer (1999), utilizando dados intradiários, investigam a resposta de ativos canadenses à divulgação do *Monetary Policy Report* (MPR) do Banco do Canadá e encontram que o ativo que responde mais significativamente é a taxa de câmbio entre o dólar canadense e o dólar americano. A volatilidade da taxa de câmbio entre o dólar canadense e o dólar americano dobra nos dias de publicação do *Monetary Policy Report*.

Siklos (2003), utilizando dados diários, analisa o comportamento dos *spreads* entre as taxas de juros de 3 e 10 anos canadense e taxas de juros americanas de mesmo prazo, e encontra que a divulgação do *Monetary Policy Report*, defasada em um dia, tem o efeito de reduzir o spread entre as taxas canadenses e americanas de 10 anos.

Para o objetivo proposto nesta seção, utilizaremos as variações diárias das taxas dos contratos de swap DI-pré-fixado para 30, 180 e 360 dias. Estes contratos de juros futuros são negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BMF). Em particular, o Swap Pré-DI de 360 dias é bastante citado nos estudos do Banco Central do Brasil sobre os mecanismos de transmissão da política monetária.

A utilização da frequência diária tem vantagens e desvantagens. Se utilizássemos dados intradiários para analisar a reação dos preços dos ativos aos comunicados do Banco Central, poderíamos obter coeficientes viesados se nos dias em questão a volatilidade observada fosse excessiva. Em contrapartida, as desvantagens de utilização da frequência diária são assim notadas por Ehrman e Fratzscher (2005, p.14) : “...other events and news during the day may introduce some noise, thereby possibly making the measurement of announcement effects less accurate. However, over a sufficiently long time sample, the effect

¹³ A reação dos mercados é evidenciada pelo aumento da volatilidade das taxas de juros para 3, 6, e 12 meses nos dias de divulgação de comunicados, em relação a dias em que não ocorreram divulgação de comunicados pelo BE.

of other news should average out to zero, such that the coefficient estimates are estimated with larger standard errors, but are nonetheless unbiased.”.

As séries dos contratos de taxa de juros foram retiradas do sítio do Banco Central. As estatísticas descritivas das variações diárias em pontos –base¹⁴ das taxas dos contratos utilizados encontram-se na Tabela 8, e totalizaram 1.884 observações, de 20 de agosto de 1999 a 23 de fevereiro de 2007.

Da Tabela 8, podemos observar que as séries de variações nas taxas de juros são caracterizadas pela presença de assimetria, excesso de curtose e não-normalidade, características estas que são comumente encontradas em séries financeiras. Além disto, a análise visual das séries permite constatar a presença de agrupamentos de volatilidades, ou seja, períodos de maior volatilidade tendem a se concentrar em um determinado intervalo de tempo (o mesmo ocorrendo para períodos de menor volatilidade).

Tabela 8 – Estatísticas descritivas das séries de taxas de juros

Estatística	Séries (em pontos-base)		
	Swap DI-Pré 30	Swap DI Pré-180	Swap DI-Pré 360
Média	-0,41	-0,69	-0,85
Mediana	-1,00	-1,00	-1,00
Máximo	389,00	322,00	275,00
Mínimo	-189,00	-230,00	-345,00
Desvio-padrão	24,18	34,92	37,77
Assimetria	4,58	1,06	0,44
Curtose	79,65	19,52	16,22
Jarque-Bera	467.566	21.769	13,779
P-valor	0,00	0,00	0,00

Foi construída a *dummy* Ata, que assume o valor 1 no dia de publicação da ata e 0 nos demais dias. Tendo em conta que o período 2001-2002 foi caracterizado por duas crises significativas (Argentina e o processo eleitoral no Brasil), foram criadas também duas

¹⁴ Um ponto-base corresponde a 0,01%. Esta medida foi utilizada para facilitar comparações, e está em linha com estudos semelhantes para o tema, como a pesquisa de Kohn e Sack (2003) para a reação do mercado financeiro aos comunicados do FED.

dummies: Argentina e Eleições. A primeira toma o valor 1 nos meses de maio a novembro de 2001 e 0 caso contrário. A segunda toma o valor 1 nos meses de junho a dezembro de 2002, e 0 caso contrário. Por fim, foram criadas *dummies* para levar em conta o dia em questão, de segunda a sexta-feira. A justificativa para a inclusão de *dummies* para os dias da semana é que em certos dias a volatilidade dos mercados costuma ser maior, tanto em função da divulgação dos indicadores econômicos mais aguardados pelos mercados quanto em decorrência de características das estruturas dos mercados¹⁵.

Com o objetivo de controlar a volatilidade pela divulgação de indicadores macroeconômicos, foram construídas séries da surpresa do IPCA e da surpresa da produção industrial. A surpresa do IPCA é definida como a diferença entre a variação do IPCA e a mediana de sua expectativa no dia que precedeu a divulgação do índice. As expectativas do IPCA foram retiradas da pesquisa Focus do Banco Central. Desta forma, as séries de surpresa assumem o valor da surpresa no dia de publicação do respectivo indicador e 0 nos demais dias da amostra.

A série de surpresa da variação na produção industrial foi construída de modo semelhante à do IPCA. Como as expectativas para este indicador somente são coletadas na comparação entre o mês de referência e o mês de referência do ano anterior (“*year over year*”), foi utilizada a variação da produção industrial nesta base de comparação. Entretanto, dado a natureza *forward-looking* dos mercados financeiros, seria mais adequado a análise da variação na produção industrial do mês de referência sobre o mês anterior. Mas, conforme ressaltado, a utilização da base de comparação sobre o mesmo mês do ano anterior teve como motivação a disponibilidade da série de expectativas da variação na produção industrial na mesma base. Além das séries de surpresas, utilizamos também como controle a variação do EMBI (*Emerging Markets Bond Index*), uma medida de risco-país calculada pelo Banco JP Morgan¹⁶.

Para levar em conta a possibilidade de que a volatilidade das séries de retornos¹⁷ das taxas de juros seja afetada assimetricamente por retornos negativos e positivos, utilizaremos o

¹⁵ Por exemplo, na segunda-feira da terceira semana de cada mês par ocorre vencimento de opções na Bovespa, característica que costuma acarretar uma maior volatilidade.

¹⁶ No apêndice C, apresentamos os resultados de estimações com a utilização do índice VIX, em substituição ao EMBI. O índice VIX é construído com base nas volatilidades implícitas de opções de ações do Standard and Poor’s 500 (S&P500) e é utilizado como uma medida de aversão ao risco.

¹⁷ A palavra “retorno”, aqui utilizada, se refere à primeira diferença (em pontos-base) das séries dos contratos Swap-DI para 30, 180 e 360 dias.

modelo E-Garch, introduzido por Nelson (1991)¹⁸. O modelo estimado toma a seguinte forma:

$$\Delta r_t = \mu_t + a_t \quad (9)$$

$$a_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (11)$$

A equação (9) é a equação da média, ao passo que a equação (11) é a equação da volatilidade. Se encontrarmos $\gamma \neq 0$, é necessário incorporar o efeito assimétrico no modelo. Se $\gamma < 0$, variações negativas nas taxas de juros dos contratos têm um maior impacto na volatilidade. Por sua vez, se $\gamma > 0$, variações positivas nas taxas de juros têm um maior efeito sobre a volatilidade.

O interesse maior, para o caso em questão, reside na equação da volatilidade. Na equação (11) foram adicionados como controles a *dummy* para a crise brasileira de 2002, *dummies* para os dias da semana, e a *dummy* para os dias de publicação da ata do COPOM, além das séries de surpresas do IPCA e surpresas na variação da produção industrial. Seria de se esperar que uma boa comunicação do Banco Central se refletiria em um coeficiente negativo para a *dummy* Ata, considerando que a redução da volatilidade é um subproduto de uma melhor comunicação do COPOM.

Os modelos estimados encontram-se nas Tabelas 9 (equação da média) e 10 (equação da volatilidade). Para a série da primeira diferença do Swap Pré-DI 30, foi estimado um modelo E-Garch (1,1), assumindo a Distribuição de Erros Generalizada para os erros¹⁹. O coeficiente estimado γ é estatisticamente significativo a 10%, e o seu sinal negativo indica que, para maturidades de 30 dias, choques negativos produzem um efeito maior sobre a volatilidade.

¹⁸ Para fatos estilizados de séries financeiras e aplicações de modelos de volatilidade, ver Morettin (2006).

¹⁹ A GED (Generalized Error Distribution) tem como casos particulares a distribuição normal (quando o parâmetro da distribuição é igual a 2), a distribuição exponencial dupla (quando o parâmetro é igual a 1). Quando o parâmetro da distribuição é menor do que 2, a distribuição possui caudas mais pesadas do que a da normal. A curtose observada nos dados (Tabela 9), foi o motivo para a utilização desta distribuição nas estimações. Além disto, problemas de convergência ocorreram quando a distribuição t de Student (que também possui caudas pesadas) foi utilizada. Como pode ser observado na Tabela 12, o valor estimado para o parâmetro da distribuição GED sempre foi menor do que 2, o que reflete o excesso de curtose dos dados. Para mais detalhes da distribuição GED ver Morettin (2006, p.175)

Observando os coeficientes estimados para a equação da média, observamos que o coeficiente da *dummy* Ata possui um sinal positivo e estatisticamente significativo a 1%, mostrando que nos dias de divulgação da ata do COPOM, a taxa do contrato Swap Pré-DI para 30 dias se eleva em torno de 1,29 pontos-base. A *dummy* eleição também é positiva e estatisticamente significativa, mostrando que a crise de 2002 provocou um aumento dos juros de mercado. Os coeficientes das surpresas na produção industrial e das surpresas na definição da taxa Selic também apresentam um sinal positivo e estatisticamente significativo, mostrando que as taxas de juros de mercado se elevam quando a produção industrial divulgada é maior do que a esperada, e também se elevam quando o Banco Central define a taxa Selic em um nível superior ao esperado pelo mercado. Em termos econômicos, o coeficiente estimado para a variável de surpresa na taxa Selic é bastante superior aos demais, indicando que as taxas de juros para 30 dias apresentam um ajuste de, em média, 62 pontos-base nos dias imediatamente posteriores à divulgação da nova taxa Selic.

Na equação da média para o Swap Pré-DI de 30 dias também foram acrescentadas como variáveis explicativas 7 termos auto-regressivos (cujos coeficientes estimados não estão apresentados na Tabela 9) e as *dummies* para os dias da semana de segunda-feira, quarta-feira, quinta-feira e sexta-feira. Exceto para segunda-feira, os demais coeficientes estimados para os dias das semanas não são estatisticamente significantes, e também não estão apresentados na Tabela 9.

Na equação da volatilidade, os resultados mostram que a eleição de 2002 aumentou a volatilidade, pois o coeficiente estimado para a *dummy* Eleição na primeira coluna da Tabela 10 é positivo e estatisticamente significativo a 1%. As *dummies* para os dias de segunda-feira, quarta-feira e quinta-feira apresentam coeficiente positivo e estatisticamente significativo, mostrando uma maior volatilidade nestes dias. Um possível motivo para este resultado pode ser a concentração de divulgação de indicadores econômicos nestes dias, e que provavelmente tendem a afetar mas significativamente os juros de curto prazo. A variação do EMBI, defasada em um período, também apresenta coeficiente positivo e estatisticamente significativo, mostrando que os juros reagem a esta medida de risco-país. As variáveis de surpresas do IPCA, da produção industrial e da taxa Selic apresentam coeficiente positivo - como esperado -, mas não são estatisticamente significantes, o que mostra que estas variáveis afetam o nível dos juros de mercado, mas não produzem efeito sobre a volatilidade. Por fim, o coeficiente para a *dummy* dos dias de divulgação das atas do COPOM apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo a 1%, mostrando que as atas do COPOM provocam

um aumento nos juros de mercado da ordem de 1,29 pontos-base, mas reduzem a volatilidade em 0,80 pontos-base. Esse efeito positivo das atas do COPOM sobre a redução da volatilidade pode indicar uma comunicação eficiente entre a autoridade monetária, na medida em que indica que o mercado financeiro entendeu de forma adequada as explicações do Banco Central sobre a última decisão de política monetária e os sinais emitidos nas atas sobre o curso futuro da política monetária.

Os testes de auto-correlação serial e heterocedasticidade apresentados na Tabela 11 indicam que o modelo estimado para o Swap DI-Pré 30 é adequado, não apresentando auto-correlação serial nem heterocedasticidade.

A segunda coluna da Tabela 10 apresenta os resultados da estimação de um modelo E-Garch (1,1) para a primeira diferença do Swap DI-Pré de 180 dias. O coeficiente estimado para o parâmetro γ apresenta sinal negativo, mas não é estatisticamente significativo (p-valor = 0,66), indicando assim que retornos positivos e negativos produzem um efeito similar sobre a volatilidade.

Na equação da média para o Swap DI-Pré para 180 dias, apresentada na segunda coluna da Tabela 9, a surpresa do IPCA possui um efeito positivo e significativo de cerca de 25 pontos-base sobre as taxas. Uma outra variável que possui um efeito positivo e significativo sobre os juros de mercado é a surpresa na taxa Selic, que aumenta os juros de mercado em torno de 81 pontos-base. Ademais, a variação do EMBI defasada em um período possui sinal positivo e estatisticamente significativo a 1%, aumentando as taxas do Swap DI-Pré 180 em 0,04 pontos-base. Por fim, a *dummy* para os dias de divulgação da ata do COPOM tem um coeficiente positivo de 1,38 pontos-base sobre a taxa do contrato, e é estatisticamente significativo a 5%, também revelando que os juros de mercado se elevam nos dias de divulgação da ata do COPOM.

Na equação para a volatilidade para o Swap DI-Pré 180 (Tabela 10), a surpresa da produção industrial possui sinal positivo e estatisticamente a 5%, indicando que as surpresas na divulgação da produção industrial aumentam a volatilidade em cerca de 0,10 pontos-base. A *dummy* para as eleições de 2002 também apresenta um sinal positivo e estatisticamente significativo, com um aumento de 0,06 pontos-base sobre a volatilidade. A variação do EMBI defasada em um período possui um efeito pequeno, mas estatisticamente significativo, de 0,002 pontos-base sobre a volatilidade. Por fim, o coeficiente de mais interesse nas equações estimadas, a *dummy* para os dias de publicação das atas do COPOM, possui um coeficiente

de $-0,36$, indicando que nos dias de divulgação das atas a volatilidade se reduz em 0,36 pontos-base, sendo estatisticamente significativa a 5%.

Na terceira coluna das Tabelas 9 e 10 estão apresentados os resultados da estimação de um modelo E-Garch (1,1) para a primeira diferença do Swap DI-Pré para 360 dias. Para esta série, a segunda ordem de assimetria se mostrou estatisticamente significativa, de forma que a equação da volatilidade estimada (desconsiderando os demais controles) foi:

$$\ln(h_t) = w + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma_2 \frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}} \quad (12)$$

Os resultados da equação da média para o Swap DI-Pré para 360 dias encontram-se na terceira coluna da Tabela 9. O coeficiente estimado para a *dummy* das eleições de 2002 indicam uma elevação de 10,85 pontos-base sobre os juros de mercado, sendo estatisticamente significativa a 1%. As variáveis de surpresa do IPCA e surpresa na taxa Selic são estatisticamente significantes a 1%, e indicam que os juros de mercado se elevam cerca de 42 e 68 pontos-base, respectivamente. A variação do EMBI defasada também produz um efeito significativo de elevação dos juros, mas de pequena magnitude, de 0,13 pontos-base. Por fim, e curiosamente, a *dummy* para os dias de divulgação da ata do COPOM possui um sinal positivo de 1,31, mas, ao contrário das estimações para o Swap DI-Pré 30 e 180, não é estatisticamente significativa.

Este resultado é interessante, na medida em que revela que o maior efeito da comunicação da autoridade monetária se concentra nas taxas mais curtas. Além disto, a magnitude dos coeficientes estimados indica que para as taxas mais longas, as surpresas do IPCA e da taxa Selic produzem um maior efeito sobre as taxas. Os resultados indicam que as surpresas na produção industrial somente produzem um efeito significativo nas taxas do Swap DI-Pré de 30 dias, ou seja, no mais curto. O maior efeito das variáveis de surpresas do IPCA e da taxa Selic nas taxas mais longas pode indicar que o mercado financeiro tende a atribuir um peso maior às decisões da política monetária e à inflação corrente para a formação das expectativas de longo prazo do curso da política monetária, ao passo que a comunicação da autoridade monetária seria mais relevante para a formação de expectativas para as perspectivas de curto prazo da política monetária.

Desta forma, uma possível explicação para que o efeito da divulgação das atas do COPOM seja mais significativa nas taxas mais curtas é que as atas revelem sinais sobre as

perspectivas de curto prazo da política monetária *vis-à-vis* o cenário econômico de médio e longo prazo. Por outro lado, a reação mais significativa das taxas de mercado mais curtas pode ser interpretada como um reflexo dos agentes buscarem nas atas mais informações sobre o curso da taxa Selic no curto prazo do que sobre as perspectivas econômicas de médio e longo prazo.

A equação da volatilidade do Swap DI-Pré 360 consta na terceira coluna da Tabela 10. A *dummy* Eleição possui um coeficiente positivo, de 0,04 pontos-base, e estatisticamente significativa a 10%. A variação do EMBI defasada em um período tem o efeito de aumentar a volatilidade em apenas 0,002 pontos-base, mas este efeito é estatisticamente significativo a 1%. Por fim, a *dummy* Ata apresenta coeficiente negativo, indicando redução da volatilidade em 0,28 pontos-base, ao nível de significância de 10%.

Os coeficientes estimados para a *dummy* Ata mostram que o efeito de redução na volatilidade no dia de divulgação das atas é decrescente com o prazo das taxas. No contrato para 30 dias, o coeficiente estimado indica uma redução de 0,80 pontos-base na volatilidade. Este efeito se reduz para -0,36 pontos-base no contrato para 180 dias e para -0,28 no contrato para 360 dias.

As estatísticas Q de Ljung-Box, aplicadas aos resíduos e aos resíduos ao quadrado – apresentadas na terceira coluna da Tabela 11 – nos permitem rejeitar a hipótese de presença de auto-correlação serial e heterocedasticidade condicional, indicando que o modelo ajustado é adequado.

Em geral, as equações estimadas mostram que os coeficientes estimados para a *dummy* Ata apresentam sinal positivo na equação da média dos modelos estimados, indicando um aumento dos juros nos dias de publicação das atas. Em contrapartida, o coeficiente da *dummy* Ata apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo nas equações estimadas para a volatilidade. Esta redução da volatilidade nos dias de divulgação das atas pode ser interpretada como um sinal indireto de melhoria na comunicação da autoridade monetária, indicando que o mercado financeiro “entendeu” a comunicação da autoridade monetária. Em conjunto com a evidência de redução nas surpresas monetárias apresentadas no Relatório de Inflação de março de 2006 (p. 123-124), a redução da volatilidade nas taxas de mercado indica também um aumento da eficácia da política monetária.

Tabela 9 – Equações da média

Regressores	Equação da Média		
	Variável dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap DI-Pré 30	Swap DI-Pré 180	Swap DI-Pré 360
Constante	-0,50*** [0,00]	-1,16*** [0,00]	-1,67*** [0,00]
Dummy Ata	1,29*** [0,00]	1,38** [0,04]	1,31 [0,22]
Dummy Eleição	2,92*** [0,00]	4,62 [0,13]	10,85*** [0,02]
Surpresa IPCA	3,30 [0,38]	25,58*** [0,00]	42,49*** [0,00]
Surpresa Produção Industrial	0,15** [0,04]	0,15 [0,48]	0,57 [0,16]
Surpresa Selic	61,98*** [0,00]	81,55*** [0,00]	68,44*** [0,00]
Δ Embi(-1)	0,00 [0,96]	0,04*** [0,00]	0,13*** [0,00]
Dummy Segunda	-0,27 [0,11]	-1,24*** [0,00]	0,28 [0,64]

Nota: *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 10 – Equações da variância ²⁰

Regressores	Equação da Volatilidade		
	Variável dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap DI-Pré 30	Swap DI-Pré 180	Swap DI-Pré 360
Constante	-0,46*** [0,00]	-0,33** [0,02]	-0,32*** [0,01]
$\ln(h_{t-1})$	0,96*** [0,00]	0,98*** [0,00]	0,98 [0,00]
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0,32*** [0,00]	0,28*** [0,00]	0,27 *** [0,00]
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0,04* [0,08]	-0,01 [0,66]	0,15*** [0,00]
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}}$			-0,13*** [0,00]
Dummy Ata	-0,80*** [0,00]	-0,36** [0,05]	-0,28* [0,10]
Dummy Eleição	0,13*** [0,00]	0,06*** [0,01]	0,04* [0,09]
Surpresa IPCA	1,42 [0,26]	-0,51 [0,71]	0,95 [0,44]
Surpresa Produção Industrial	0,03 [0,50]	0,10** [0,02]	0,04 [0,20]
Surpresa Selic	0,17 [0,74]	-0,32 [0,47]	0,003 [0,99]
$\Delta \text{Embi}(-1)$	0,004*** [0,00]	0,002*** [0,00]	0,002*** [0,01]
Dummy Segunda	0,66*** [0,01]	0,18 [0,47]	0,23 [0,21]
Dummy Quarta-Feira	0,63*** [0,63]	0,40* [0,10]	0,33 [0,12]
Dummy Quinta-Feira	0,79*** [0,00]	0,44** [0,02]	0,27 [0,11]

Nota: *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

²⁰ A dummy para sexta-feira não foi significativa em todas as especificações estimadas, e portanto o seu coeficiente não está apresentado nesta Tabela.

Tabela 11 – Testes de auto-correlação serial e heterocedasticidade

	Variável Dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap DI-Pré 30	Swap DI-Pré 180	Swap DI-Pré 360
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)			
Q(1)	0,865	0,500	0,623
Q(5)	0,320	0,464	0,948
Q(10)	0,066	0,290	0,464
Q(15)	0,054	0,455	0,717
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado			
Q(1)	0,934	0,011	0,264
Q(5)	0,987	0,049	0,476
Q(10)	0,003	0,262	0,706
Q(15)	0,026	0,033	0,915
Parâmetro GED	0,892	0,970	1,237
P-valor	0,000	0,000	0,000
Observações	1.320	1.320	1.320

Dada a disponibilidade das séries de expectativas de variação da produção industrial e do IPCA somente a partir de novembro de 2001, nas estimações apresentadas acima não foi utilizada a parte da amostra compreendida entre agosto de 1999 e novembro de 2001, implicando na perda de 564 observações, de um total de 1.884. Por este motivo, a dummy construída para a crise da Argentina de 2001 não foi utilizada nas estimações.

Os modelos estimados mostram que as surpresas do IPCA, as surpresas no estabelecimento na taxa Selic e a ata do COPOM produzem uma elevação nos juros de mercado. As surpresas na produção industrial somente produzem uma elevação nos juros do contrato Swap DI-Pré de 30 dias, ao passo que a variação no risco-país produz um efeito de elevação dos juros dos contratos para 180 e 360 dias. Surpreendentemente, a ata do COPOM tem um efeito significativo de elevação dos juros dos contratos de 30 e 180 dias, sendo que esperávamos que o maior efeito fosse para prazos mais longos. Este resultado indica que as atas são relevantes para influenciar as expectativas de mercado para o curso da política monetária no curto prazo.

Os resultados encontrados não podem ser diretamente comparados com os encontrados no estudo de Kohn e Sack (2003), pois, como argumentado no estudo de Reeves e Sawicki (2005), não existe equivalente brasileiro aos statements do FOMC. Adicionalmente, depoimentos do presidente do FED ao congresso americano recebem uma atenção consideravelmente superior a depoimentos do presidente do Banco Central do Brasil ao Congresso brasileiro.

Em contrapartida, podemos comparar os resultados encontrados com os do estudo de Reeves e Sawicki (2005), dado que a Inglaterra também adota o regime de metas para a inflação, e que as atas do COPOM são equivalentes, em termos de conteúdo informacional, às minutas do MPC.

Muito embora os resultados encontrados para o Brasil também indiquem uma reação significativa dos mercados à divulgação das atas, as reações possuem sinais opostos. Enquanto as evidências para a Inglaterra apontam para um aumento da volatilidade das taxas de juros analisadas, tanto em relação à semana anterior quanto em relação a toda a amostra²¹, para o Brasil encontramos uma redução da volatilidade nos dias de divulgação das atas. Este resultado pode indicar que a comunicação da autoridade monetária brasileira é bem sucedida, na medida em que os resultados encontrados indicam que as taxas de juros de mercado se elevam em resposta às atas, mas que este efeito é acompanhado de uma redução na volatilidade, sugerindo que a comunicação do Banco Central foi bem entendida pelo mercado.

²¹ Aqui nos referimos somente aos resultados obtidos com dados diários, dados que para o Brasil não realizamos análise com dados intra-diários. No estudo citado para a Inglaterra, os autores estimaram a seguinte regressão:

$\varepsilon_{jt}^2 = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}comunicação + \eta_{jt}$, onde ε_{jt}^2 são os resíduos ao quadrado da regressão da mudanças no rendimento do ativo j depois de controlar por surpresas monetárias e macroeconômicas. A variável comunicação é uma *dummy*, que assume o valor 1 nos dias que a comunicação é divulgada e 0 caso contrário. O período da amostra compreende junho de 1997 a dezembro de 2004. Embora a metodologia utilizada para a Inglaterra não utilize os modelos Garch utilizados para o Brasil, consideramos as metodologias similares, a ponto de poder comparar os sinais dos coeficientes.

7 CONCLUSÃO

Este trabalho se iniciou com uma breve discussão da disseminação de práticas transparentes na condução da política monetária. Em seguida apresentamos as principais vantagens e desvantagens associadas às práticas transparentes, sempre que possível acompanhadas das principais evidências empíricas.

Um dos objetivos deste trabalho foi tentar averiguar empiricamente as principais questões abordadas na literatura internacional sobre o tema. Examinamos desta forma três questões: i) as palavras do COPOM são consistentes, ou seja, é possível depreender os futuros movimentos da política monetária através da análise da comunicação do Banco Central do Brasil?; ii) porque os analistas econômicos dedicam atenção à análise das atas do COPOM, e qual é a relação entre o conteúdo informacional das atas e indicadores econômicos considerados relevantes para a gestão da política monetária? e iii) qual é a reação de ativos financeiros à divulgação das atas do COPOM?

Para analisar as duas primeiras questões apresentadas acima, construímos um índice com base na leitura das atas do COPOM. Este índice buscou captar o risco, apresentado em cada ata, de cumprimento das metas de inflação.

No exercício econométrico apresentado na seção 4, encontramos evidências de que a comunicação do COPOM é consistente, no sentido de que uma sinalização de aumento (redução) da taxa de juros é seguida, períodos à frente, de um aumento (redução) da taxa de juros. Desta forma, pode-se dizer que o COPOM cumpre o que promete.

No exercício econométrico apresentado na seção 5, encontramos evidências de que um modelo simples de um *central bank watcher*, tendo por base somente a história da taxa Selic e a sinalização contida nas atas do COPOM, é capaz de prever satisfatoriamente o curso da taxa Selic. Este resultado justifica empiricamente a atenção dispensada por analistas econômicos do mercado financeiro à análise das atas do COPOM. Adicionalmente, encontramos que mesmo em conjunto com demais indicadores econômicos considerados relevantes na gestão da política monetária, o índice criado a partir da análise das atas do COPOM é uma variável relevante para a previsão da taxa Selic.

Por fim, no exercício econométrico apresentado na seção 6, encontramos evidência da reação de juros de mercado à divulgação das atas do COPOM. Os juros de mercado se elevam nos dias de divulgação da ata do COPOM, mas a sua volatilidade se reduz. Os resultados encontrados apontam que a redução da volatilidade dos juros de mercado é

decrecente com a maturidade. Ou seja, a redução da volatilidade é maior para os contratos mais curtos, se reduzindo nos taxas mais longas. De forma geral, podemos concluir que a comunicação da autoridade monetária produz um efeito mais significante sobre taxas de juros de curto prazo.

Este estudo foi a primeira tentativa de averiguar empiricamente os efeitos da comunicação da autoridade monetária. Uma alternativa para futuras pesquisas seria realizar uma análise da reação dos preços de ativos financeiros utilizando-se dados intradiários, e analisar o impacto da comunicação sob um conjunto maior de ativos. O interesse por este tema tende a ser crescente no Brasil, dado a importância da comunicação no regime de metas para a inflação, e a trajetória atual dos juros nominais para patamares historicamente baixos.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Blinder, Alan e Charles Wyplosz (2004), “Central Bank Talk: Committee Structure and Communication Policy” Trabalho apresentado na sessão “Central Bank Communication” na conferência ASSA, Filadélfia, 9 de janeiro de 2005.

Bernanke, Ben S. (2004), “Central Bank Talk and Monetary Policy” , Remarks at the Japan Society Corporate Luncheon, Board of Governors of the Federal Reserve System, October.

Carpenter, B. Seth (2004), “Transparency and Monetary Policy: What does the academic literature tell policymakers?”

Chortareas, Giorgios, David Stasavage, e Gabriel Sterne. (2002). “Monetary policy transparency, Inflation, and the Sacrifice Ratio.” *International Journal of Finance and Economics* 7, 141-155

Clare, Andrew, e Roger Courtney. (2001). “What can we learn about monetary policy transparency from financial market data?” Trabalho para discussão Bundesbank 06/01, Fevereiro 2001.

Coppel, Jonathan, e Ellis Connolly. (2003). “What do financial market data tell us about monetary policy transparency.” Trabalho para discussão Reserve Bank of Australia 2003-05

Cukierman, Alex. (2002), “Are Contemporary Central Banks Transparent About Economic Models and Objectives and What Difference Does it Make? “*Federal Reserve Bank of St. Louis Review* vol.84, issue 4, pp. 40-75

Ehrmann, Michael e M. Fratzscher (2005a). “How Should Central Banks Communicate ? ” *European Central Bank Working Paper* n. 557 Novembro de 2005

Ehrmann, Michael e M. Fratzscher (2005b). “Transparency, Disclosure and the Federal Reserve” *European Central Bank Working Paper* n. 457 Março de 2005

Geerats, Petra. (2007) “The Mystique of Central Bank Speak”, *International Journal of Central Banking* 3(1), March 2007, pp. 37-80.

Geerats, Petra. (2005) “Transparency of Monetary Policy: Theory and Practice”, *CESifo Economic Studies* 52(1), March 2006, pp. 111-152.

Goodhart, Charles (2001), “Monetary Transmission Lags and the Formulation of the Policy Decision on Interest Rates” *Federal Reserve Bank of Sr. Louis Review*, July /August 2001

Issing, O. (2005). *Communication, Transparency, Accountability – Monetary Policy in the Twenty –First Century* *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87(2): 65-83

Kohn, D.L. e B.P.Sack (2003). *Central Bank Talk: Does it matter and why?* *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* 2003-55. Disponível em www.federalreserve.gov/pubs/feds/2003/200355/200355pap.pdf

Minella, André, Paulo S. de Freitas, Ilan Goldfjan , e Marcelo K. Muinhos (2002), “Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges” *Banco Central do Brasil Working Paper* nº 53

Minella, André, Paulo S. de Freitas, Ilan Goldfjan, e Marcelo K. Muinhos (2003), “Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility” *Banco Central do Brasil Working Paper* nº 77

Morettin, P.A. (2006). *Econometria Financeira Um curso em séries temporais financeiras*. ABE – Associação Brasileira de Estatística

Muller, Phillippe, e Mark Zelmer. (1999). “Greater Transparency in Monetary Policy: Impact on Financial Markets.” *Bank of Canada Technical Report* 86, Agosto 1999.

Pianalto, Sandra (2005). “Expectations, Communications, and Monetary Policy.” *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary* (15 de Abril)

Poole, William, e Robert H. Rasche. (2003). “The Impact of Changes in FOMC Disclosure Practices on the Transparency of Monetary Policy: Are Markets and the FOMC better “Synched”?” Federal Reserve Bank of St. Louis Review 85(2).

Rodrigues, Robson (2004). “Comunicação em Política Monetária” Anpec 2004.

Rafferty, Matthew, e Marc Tomljanovitch. (2002). “Central Bank Transparency and Market Efficiency: An Econometric Analysis.” Journal of Economics and Finance 26(2), 150-161.

Rasche, Robert H. e Thornton, Daniel L. (2002) “The Fomc’s balance-of-risks statement and market expectations of policy actions” Federal Reserve Bank of Sr. Louis Review, September/October 2002

Reeves, Rachel, e Michael Sawicki. (2005). “Do Financial Markets React to Bank of England Communication?” Bank of England Quaterly Bulletin, Winter, www.bankofengland.co.uk/publications/quarterlybulletin/qb050402.pdf

Rosa, Carlo e Giovanni Verga (2005). “On the Consistency and Effectiveness of Central Bank Communication: Evidence from the ECB” Job Market Paper LSE, December 2005

Siklos, Pierre L..(2003). “Assessing the Impact of Changes in Transparency and Accountability at the Bank of Canada.” Canadian Public Policy 29(3), 279-299.

Swanson, Eric T..(2004), “Federal Reserve Transparency and Financial Market Forecasts of Short-Term Interest Rates.” Federal Reserve Board Finance and Discussion Paper 2004-6.

Thornton, Daniel L. (2002). “Monetary policy transparency: transparent about what?” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers Series

Woodford, Michael (2005). “Central-Bank Communication and Policy Effectiveness” Federal Reserve Bank of Kansas City Conference “The Greenspan Era; Lessons for the Future”

APÊNDICE A- EXEMPLOS DE CODIFICAÇÃO DAS ATAS DO COPOM (GRIFOS DO AUTOR)

Data: 27/04/2000

“O balanço de oferta e demanda indica **ausência de desequilíbrios** que possam traduzir-se em pressões inflacionárias significativas no horizonte relevante para o regime de metas para a inflação.”

“O quadro geral apresenta-se **favorável à estabilidade de preços**, mas o choque de oferta representado pelos preços internacionais do petróleo e a elevação dos preços administrados..., são **fatores de risco que precisam ser monitorados** e criteriosamente quantificados.”

Índice: 0

Data: 31/08/2000

“O balanço de oferta e demanda indica **ausência de desequilíbrios que possam traduzir-se em pressões inflacionárias** no horizonte relevante para o regime de metas para a inflação. O ritmo de crescimento do consumo e do investimento parece ter desacelerado menos do que foi observado na reunião anterior do COPOM, mas **continua dentro de limites compatíveis com a estabilidade de preços.**”

“O quadro geral continua consistente com o cumprimento das metas para a inflação, mas houve piora significativa na comparação com o analisado na reunião anterior.”

Índice: 0

Data: 29/03/2001

“Dos exercícios de simulação com o cenário considerado no modelo básico (estrutural), concluiu-se que a **manutenção da taxa de juros no nível atual de 15,25% a.a. representa risco não desprezível para o cumprimento da meta de 4% para a inflação em 2001.**”

“O aumento do núcleo da inflação nos últimos meses, a inflação observada acima das expectativas e as incertezas quanto ao grau de repasse da depreciação cambial recente, dada a aceleração do ritmo de atividade econômica, quando tomados em conjunto, **indicam que há riscos para o cumprimento da meta de 4% para a inflação em 2001**

Índice: +1

Data: 26/06/2002

“Nesse sentido, o COPOM considerou que, **apesar de as perspectivas de inflação serem favoráveis no cenário básico, o aumento da incerteza coloca dúvidas sobre a materialização desse cenário e recomenda a manutenção da taxa de juros.** Contudo, à medida que o mercado financeiro se normalize, com a estabilização dos preços dos ativos e da taxa de câmbio em patamares refletindo mais adequadamente os fundamentos da economia, será reforçada a perspectiva de queda da inflação para os próximos 18 meses, o que poderá permitir a redução da taxa de juros. Dessa forma, levando-se em conta que a instabilidade recente não reflete os fundamentos atuais da economia brasileira e, portanto, pode ser considerada temporária, **o COPOM avaliou que a situação recomenda a sinalização da possibilidade de redução da taxa de juros antes da reunião de julho.**”

Índice: -1

Data: 26/02/2003

“Dos exercícios de simulação com diversas especificações do modelo estrutural, concluiu-se que a manutenção da taxa de juros em 25,5% ao ano e da taxa de câmbio no patamar que prevalecia na véspera da reunião do COPOM preveria em inflação acima da meta ajustada de 8,5% para 2003.”

“Não obstante, **há riscos de a inflação manter-se em patamares elevados**, na medida em que a inflação corrente mostra sinais de resistência.”

“Destaque-se que os efeitos dos reajustes de preços monitorados não se restringem à sua contribuição direta para a inflação, mas **também representam risco de propagação para os preços livres**, através dos efeitos secundários desses reajustes.”

“O COPOM entende que neste momento, quando a inércia existente na economia transfere o efeito do choque do ano passado para a inflação deste ano, **a política monetária deve ser firme**, de forma a eliminar o risco de mudança de patamar inflacionário. Desta forma, o COPOM avalia ser apropriado um reforço adicional na política monetária.”

Índice: +1

Data: 26/02/2004

“Os núcleos de inflação do IPCA mantiveram-se praticamente estáveis em janeiro, **em níveis incompatíveis com a trajetória das metas.**”

“Os indicadores do nível de atividade continuam em linha com o cenário de recuperação da atividade econômica com o qual o COPOM vem trabalhando nos últimos meses.”

“Mesmo que o comportamento recente da inflação possa ser explicado por fatores extraordinários ou sazonais, e que os resultados mensais da inflação retornem para valores compatíveis com as metas nos próximos meses, **o cumprimento da meta de 5,5% em 2004 requererá maior cautela da política monetária do que anteriormente previsto**, tendo em vista o resultado de janeiro e as expectativas para o curto prazo, que apontam para uma inflação próxima a 2% no primeiro trimestre, de acordo com a Gerin.”

“Sendo assim, e à luz das dúvidas importantes que persistem acerca das defasagens e da magnitude dos impactos sobre a atividade econômica e sobre a inflação da redução de 10 p.p. na taxa básica de juros ocorrida entre junho e dezembro de 2003, o COPOM **mantém o diagnóstico** expresso nas Notas da reunião de janeiro, **de que há uma probabilidade concreta de que a inflação volte a se desviar da trajetória de metas, o que requer cautela adicional na condução da política monetária.**”

“O balanço entre os riscos de desvio da inflação em relação às metas e de interrupção do processo de recuperação da economia não se alterou significativamente desde janeiro. O retorno prematuro ao processo de flexibilização da política monetária, interrompido em janeiro, aumentaria significativamente o risco de que a inflação se desviasse da trajetória de metas e, portanto, de que se tornasse necessária uma mudança na política monetária no médio prazo, com fortes movimentos na taxa de juros e impactos significativos sobre a atividade. A manutenção da taxa básica de juros, por outro lado, embute um risco substancialmente menor de causar danos palpáveis ao processo em curso de recuperação da economia.”

Índice: 0

Data: 22/09/2005

“A atividade econômica deverá continuar em expansão, mas em ritmo condizente com as condições de oferta, de modo a não resultar em pressões significativas sobre a inflação. Além disso, o cenário externo permanece favorável, particularmente no que diz respeito às perspectivas de financiamento para a economia brasileira. Mesmo que os preços internacionais do petróleo se mantenham nos níveis elevados dos últimos meses, o recente reajuste do preço doméstico da gasolina reduziu um foco de incerteza importante na construção de cenários para a evolução dos preços em 2005 e, principalmente, em 2006. Assim, **continua se configurando, de maneira cada vez mais definida, um cenário benigno para a evolução da inflação.** “

“Da mesma forma, a persistência de uma postura mais ativa de política monetária em um contexto em que os indicadores de atividade sugerem a manutenção da trajetória de crescimento da economia, e uma parcela dos resultados favoráveis para a inflação de curto prazo responde a fatores pontuais, que tendem a apresentar alguma reversão no futuro, poderá fazer com que a inflação se aproxime de forma mais consistente dos objetivos estabelecidos para horizontes mais curtos. Como consequência desse processo, as expectativas para horizontes mais longos poderão ser afetadas de forma mais duradoura, reduzindo

sobremaneira os custos associados à convergência da inflação para a trajetória de metas estabelecida para a atuação da autoridade monetária.”

“O COPOM avalia que a atuação cautelosa da política monetária tem sido fundamental para aumentar a probabilidade de que a inflação convirja para a trajetória de metas. Para que essa maior probabilidade continue se traduzindo em resultados efetivos, entretanto, é preciso que os indicadores prospectivos de inflação sigam apresentando elementos compatíveis com o cenário benigno que tem se configurado. Dessa forma, a flexibilização da política monetária não comprometerá as importantes conquistas dos últimos meses no combate à inflação e na preservação do crescimento econômico com geração de empregos.”

Índice: -1

APÊNDICE B – MODELOS PROBIT ORDENADOS COM A INCLUSÃO DA SURPRESA INFLACIONÁRIA DO IPCA NO MÊS QUE PRECEDEU A REUNIÃO DO COPOM

Tabela 12 – Modelos Probit Ordenados

	(1)	(2)	(3)
i_{t-1}	-0,23*** [0,01]	-0,14*** [0,00]	-0,15 [0,11]
Δi_{t-1}	3,45*** [0,00]	1,66*** [0,00]	1,23* [0,09]
Δe_t	3,12** [0,04]		4,24*** [0,01]
y_{t-2}	0,32* [0,07]		0,33* [0,07]
$E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*$	0,50* [0,08]		0,09 [0,76]
$\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e$	4,56* [0,06]		3,85* [0,10]
$\acute{I}ndice_{t-1}$		1,16*** [0,00]	1,98*** [0,00]
Log-Verossimilhança	-42,40	-62,21	-36,02
Log-Verossimilhança Restrita	-76,59	-108,19	-76,59
Pseudo R^2	0,44	0,42	0,52
Observações	56	85	56

Nota: p-valores em colchetes [].

APÊNDICE C – MODELOS DE VOLATILIDADE UTILIZANDO O ÍNDICE VIX

Neste apêndice, apresentamos os resultados das estimações das equações da média e da volatilidade dos modelos E-Garch estimados para as taxas dos contratos de Swap DI-Pré, com a substituição do EMBI pelo índice VIX. Por ser um índice para os mercados emergentes, o EMBI contempla, em sua construção, o comportamento de títulos brasileiros, os quais provavelmente guardam correlação estreita com o comportamento do mercado de juros. Assim, o motivo para a utilização do índice VIX, ao invés do EMBI nas estimações, se deve ao fato de que este índice não guarda nenhuma relação com ativos brasileiros em sua construção, podendo ser considerado portanto mais exógeno. Além disto, o índice é freqüentemente utilizado no mercado financeiro como um indicador de aversão ao risco.

Os resultados encontrados utilizando-se o VIX ao invés do EMBI não são qualitativamente diferentes dos anteriormente encontrados. Como pode ser observado nas equações das médias dos modelos, os coeficientes estimados para as surpresas do IPCA e da taxa Selic indicam que ambas as variáveis produzem o maior efeito de elevação dos juros de mercado. No caso da surpresa do IPCA, o efeito sobre os juros de mercado alcança 30 pontos-base para o swap Pré-DI 180 e 42 pontos-base para o Swap Pré-DI 360. Por sua vez, a surpresa na taxa Selic produz um efeito que oscila entre 50 pontos-base para o contrato de 30 dias, 80 pontos-base para o contrato de 180 dias e 67 pontos-base para o contrato de 360 dias. O índice VIX produz um efeito significativo sobre as taxas de juros de mercado, com efeito crescente conforme a maturidade, indicando o comportamento das taxas mais longas é mais influenciado pelo indicador de aversão ao risco do que as taxas mais curtas. Por fim, observando os coeficientes da *dummy* Ata nas equações da média, encontramos resultados semelhantes ao que tínhamos encontrado na Tabela10, ou seja, nos dias de publicação da ata os juros de mercado se elevam em torno de 1,3 pontos-base, mas o efeito não é estatisticamente para as taxas do contrato mais longo (Swap Pré-DI 360).

Tabela 13– Equações da média

Regressores	Equação da Média		
	Variável dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap Pré-DI 30	Swap Pré-DI 180	Swap Pré-DI 360
Constante	-0,49*** [0,00]	-0,96*** [0,00]	-1,30*** [0,00]
Dummy Ata	1,42*** [0,00]	1,35** [0,04]	1,57 [0,14]
Dummy Eleição	0,001 [0,99]	2,79 [0,39]	5,97 [0,25]
Surpresa IPCA	4,69 [0,21]	30,54*** [0,00]	42,26*** [0,00]
Surpresa Produção Industrial	0,16* [0,07]	0,24 [0,23]	0,74* [0,06]
Surpresa Selic	55,00*** [0,00]	80,44*** [0,00]	67,73*** [0,00]
Δ VIX	0,35*** [0,00]	0,93*** [0,00]	1,87*** [0,00]
Dummy Segunda	-0,41*** [0,01]	-1,70*** [0,00]	-0,52 [0,39]
Dummy Sexta-Feira	0,31** [0,04]	-0,12 [0,69]	-0,26 [0,65]

Nota: *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados encontrados para as equações da volatilidade também não foram qualitativamente diferentes dos apresentados na Tabela 11. A *dummy* para a crise de 2002 apresentou coeficiente positivo e estatisticamente em todas as especificações, indicando um aumento da volatilidade. Por sua vez, os coeficientes da *dummy* Ata apresentam sinais negativos e estatisticamente significantes, indicando uma redução da volatilidade nos dias de divulgação das atas. Economicamente, o maior efeito de redução da volatilidade ocorre nas taxas dos contratos mais curtos (-0,79 pontos-base no contrato para 30 dias, -0,40 pontos-base no contrato para 180 dias e -0,30 pontos-base no contrato para 360 dias).

Tabela 14 – Equações da variância ²²

Regressores	Equação da Volatilidade		
	Variável dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap Pré-DI 30	Swap Pré-DI 180	Swap Pré-DI 360
Constante	-0,48*** [0,00]	-0,45*** [0,00]	-0,35*** [0,00]
$\ln(h_{t-1})$	0,95*** [0,00]	0,98*** [0,00]	0,98*** [0,00]
$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $	0,36*** [0,00]	0,31*** [0,00]	0,29*** [0,00]
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0,02 [0,43]	0,0003 [0,98]	0,14*** [0,00]
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}}$			-0,11** [0,02]
Dummy Ata	-0,79*** [0,00]	-0,40** [0,03]	-0,30* [0,08]
Dummy Eleição	0,18*** [0,00]	0,07*** [0,01]	0,05** [0,04]
Surpresa IPCA	0,84 [0,52]	0,03 [0,98]	1,23 [0,36]
Surpresa Produção Industrial	0,02 [0,69]	0,08** [0,04]	0,03 [0,35]
Surpresa Selic	0,02 [0,96]	-0,39 [0,42]	-0,09 [0,80]
Δ VIX	0,02 [0,59]	0,11*** [0,00]	0,10*** [0,00]
Dummy Segunda	0,74*** [0,00]	0,34 [0,17]	0,31 [0,16]
Dummy Quarta-Feira	0,61*** [0,01]	0,54** [0,02]	0,36* [0,09]
Dummy Quinta-Feira	0,80*** [0,00]	0,56*** [0,00]	0,33* [0,07]

Nota: *, **, *** denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

²² A dummy para sexta-feira não foi significativa em todas as especificações estimadas, e portanto o seu coeficiente não está apresentado nesta Tabela.

Tabela 15 – Testes de auto-correlação serial e heterocedasticidade

	Variável Dependente (1ª diferença em pontos-base)		
	Swap Pré-DI 30	Swap Pré-DI 180	Swap Pré-DI 360
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos (p-valor)			
Q(1)	0,609	0,958	0,684
Q(5)	0,228	0,516	0,900
Q(10)	0,036	0,354	0,548
Q(15)	0,050	0,519	0,801
Estatística Q de Ljung-Box para os resíduos ao quadrado			
Q(1)	0,810	0,01	0,280
Q(5)	0,990	0,07	0,686
Q(10)	0,085	0,32	0,844
Q(15)	0,301	0,02	0,940
Parâmetro GED	0,85	0,96	1,22
P-valor	0,00	0,00	0,00
Observações	1.320	1.320	1.320