



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão **265**

**O Impacto da Comunicação do Banco Central do Brasil  
sobre o Mercado Financeiro**

*Marcio Janot e Daniel El-Jaick de Souza Mota*  
Janeiro, 2012

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 265	janeiro	2012	p. 1-33
--------------------------	----------	--------	---------	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: [workingpaper@bcb.gov.br](mailto:workingpaper@bcb.gov.br)

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: [benjamin.tabak@bcb.gov.br](mailto:benjamin.tabak@bcb.gov.br)

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: [jane.sofia@bcb.gov.br](mailto:jane.sofia@bcb.gov.br)

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: [adriana.sales@bcb.gov.br](mailto:adriana.sales@bcb.gov.br)

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 265.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

## **Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-3626

*E-mail*: [editor@bcb.gov.br](mailto:editor@bcb.gov.br)

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Central de Atendimento ao Público**

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

# O Impacto da Comunicação do Banco Central do Brasil sobre o Mercado Financeiro \*

Marcio Janot \*\*  
Daniel El-Jaick de Souza Mota \*\*\*

## Resumo

*Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

Em regimes de metas para a inflação, a comunicação transparente da política monetária é um instrumento importante para reduzir incertezas e coordenar as expectativas do mercado. Este artigo testa como o mercado financeiro reage à comunicação do Banco Central do Brasil e mostra que há redução significativa na volatilidade das taxas de juros futuras após a divulgação das atas do Comitê de Política Monetária (COPOM) e dos Relatórios de Inflação. Por outro lado, tais instrumentos de comunicação não afetam significativamente a inclinação da curva de juros, a taxa de câmbio à vista e o Ibovespa.

**Palavras-chave:** Comunicação do Banco Central; Estrutura a Termo da Taxa de Juros, Política Monetária.

**Classificação JEL:** E43, E52, E58, O54

---

\* Agradecemos a Marcelo Medeiros e Marco Antônio Bonomo e um parecerista anônimo pelos comentários e sugestões.

\*\* Banco Central do Brasil. E-mail: [marcio.janot@bcb.gov.br](mailto:marcio.janot@bcb.gov.br)

\*\*\* E-mail: [danieleljaick@hotmail.com](mailto:danieleljaick@hotmail.com)

## 1. Introdução

Desde a introdução do sistema de metas para a inflação no Brasil em 1999, a condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil (BCB) tem se tornado mais transparente. Um elemento chave desta crescente transparência tem sido o esforço empreendido pelo BCB para comunicar sua visão sobre as perspectivas da economia, os elementos principais que caracterizam tais perspectivas e as possíveis conseqüências para a política monetária. Este esforço vem sendo feito através de um aumento da quantidade e qualidade da informação divulgada ao público, a fim de explicar as decisões de política monetária. Uma comunicação clara e frequente desempenha um papel de extrema importância para a credibilidade das ações do BCB, ancorando as expectativas de inflação do mercado e auxiliando na estabilidade do ambiente macroeconômico.

Nos últimos anos, um número crescente de artigos tem abordado os temas de comunicação e transparência de bancos centrais e suas conseqüências para os mercados financeiros, não chegando a resultados consensuais.<sup>1</sup> Bomfim e Reinhart (2000), por exemplo, sugerem que a maior abertura e transparência adotada pelo banco central americano, *Federal Reserve Board* (FED), na década de 90, que passou a divulgar comunicados conjuntos às decisões de política monetária, não foi relevante para o mercado financeiro. Este resultado é o oposto do encontrado por Kohn e Sack (2003), que mostram que a comunicação do FED na forma de comunicados e testemunhos de seu presidente no Congresso tem um impacto significativo sobre a curva de juros nos dias de divulgação, aumentando a volatilidade. Corroborando esse resultado, Reeves e Sawicki (2005) mostram que a comunicação feita pelo Banco da Inglaterra também introduz mais volatilidade à curva de juros nos dias de comunicação e argumentam que ao divulgar informações novas ao mercado, o banco central levaria os investidores a reavaliarem suas expectativas sobre a economia.

No caso do Banco Central Europeu (BCE), Lamla e Rupperecht (2006) sugerem que os agentes do mercado financeiro acreditam no conteúdo dos comunicados, contudo, não antecipam completamente as mudanças nas taxas de juros, colocando em questão a clareza

---

<sup>1</sup> Para uma resenha teórica abrangente sobre este tema, ver Geraats (2002).

da comunicação do banco central. Em outro estudo sobre comunicação de bancos centrais, Connolly e Kohler (2004) fazem um painel com seis economias desenvolvidas - Reino Unido, EUA, Área do Euro, Canadá, Austrália, Nova Zelândia - e concluem que a volatilidade das taxas de juros aumenta nos dias de comunicação dos bancos centrais.

No caso do Brasil, alguns trabalhos analisam o impacto das decisões de política monetária sobre a estrutura a termo da taxa de juros. Tabak e Tabata (2004), por exemplo, sugerem que os participantes do mercado antecipam, pelo menos parcialmente, as mudanças na meta da taxa de juros. Wu (2009), por sua vez, mostra que as surpresas nas decisões de política monetária influenciam a curva de juros. Em relação ao impacto da comunicação do BCB, Costa Filho (2008) mostra que a divulgação das atas do Comitê de Política Monetária (COPOM) reduz a volatilidade das taxas de juros dos contratos de Swap DI-PRÉ de 30, 180 e 360 dias.

Este trabalho visa fazer um estudo mais aprofundado sobre os efeitos da comunicação do BCB sobre os ativos financeiros. O foco da análise será o impacto da divulgação das atas do COPOM e dos Relatórios de Inflação trimestrais sobre os vértices da estrutura a termo da taxa de juros correspondentes a 21, 63 e 126, 252, 504 e 756 dias e sobre o *spread* dos juros de 3 anos e 1 mês. Testamos, adicionalmente, o impacto destes dois instrumentos de comunicação sobre a taxa de câmbio e sobre o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).

Em contraste com o estudo das surpresas macroeconômicas, onde os valores divulgados podem ser comparados com as expectativas de mercado, há uma dificuldade de se quantificar o conteúdo informacional da comunicação e, até mesmo, de se estabelecer a direção na qual determinada comunicação deve influenciar a média das expectativas de taxa de juros. Desta forma, consistentemente com estudos anteriores como Kohn e Sack (2003), Connolly e Kohler (2004) e Reeves e Sawicki (2005), usaremos um modelo da família GARCH, que permite analisar simultaneamente os efeitos da comunicação do BCB sobre a média e sobre a variância dos ativos financeiros. Esses efeitos serão estimados simultaneamente com o impacto de surpresas macroeconômicas e das surpresas nas decisões de política monetária quanto à meta da taxa básica de juros (taxa Selic).

Os resultados apontam para uma diminuição da volatilidade das taxas de juros nos dias de divulgação da ata do Copom e do Relatório de Inflação. Seguindo Chadha e Nolan

(2001), uma interpretação possível para este resultado seria que na presença de incertezas sobre as preferências de políticas, é plausível que aumentos de transparência reduzam a volatilidade do mercado, à medida que os agentes do mercado financeiro se tornam mais bem informados. Portanto, os resultados sugerem que a comunicação do BCB ajuda a reduzir as incertezas do mercado em relação à trajetória da taxa de juros, tornando os agentes mais bem informados. A ata do COPOM se mostrou um instrumento de comunicação mais eficaz para o curto prazo (até seis meses) enquanto a divulgação do Relatório de Inflação reduziu significativamente a volatilidade da curva de juros para maturidades de seis meses a dois anos.

Adicionalmente, não encontramos evidência que tais instrumentos de comunicação afetem significativamente a inclinação da curva de juros, a taxa de câmbio e o Ibovespa.

No próximo capítulo faremos um breve resumo do processo de comunicação do BCB e seus principais instrumentos. Nos dois capítulos seguintes, descrevemos a metodologia do trabalho e os dados utilizados. No capítulo 5 apresentamos os resultados e, por fim, as conclusões do trabalho.

## **2. Comunicação do Banco Central do Brasil**

O BCB instituiu o Comitê de Política Monetária (COPOM) em 20 de junho de 1996, pela Circular nº 2.698, buscando proporcionar maior transparência e ritual adequado ao processo decisório de política monetária, a exemplo do que já era feito nos EUA, pelo FOMC, e na Alemanha, pelo *Central Bank Council*. O COPOM passaria a estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa de juros.<sup>2</sup> Atualmente, muitas autoridades monetárias em todo o mundo adotam prática semelhante, facilitando o processo de decisão, a transparência e a comunicação com o público em geral.

Em 1º de julho de 1999, o Brasil adotou formalmente o regime de metas para a inflação como diretriz de política monetária, atribuindo ao BCB a competência para executar as políticas necessárias para o cumprimento das metas fixadas. Em caso de

---

<sup>2</sup> O Regulamento do COPOM sofreu desde 1996 uma série de alterações, no que se refere ao seu objetivo, à periodicidade das reuniões, à composição, às atribuições e às competências de seus integrantes. Essas alterações visaram não apenas aperfeiçoar o processo decisório no âmbito do Comitê, como também refletir as mudanças de regime monetário.

descumprimento, cabe ao presidente divulgar, em Carta Aberta ao Ministro da Fazenda, os motivos do descumprimento, bem como as providências e prazo para o retorno da taxa de inflação à meta. O regime de metas para a inflação é caracterizado pela prestação de contas regulares à sociedade e seus representantes e pela transparência para comunicar o público sobre os planos, objetivos e razões que justificam as decisões de política monetária. Desta forma, aumenta-se a importância do papel da comunicação da autoridade monetária.

Os principais instrumentos de comunicação do BCB são o comunicado da decisão da meta de taxa Selic ao final da reunião do COPOM, a ata da reunião do COPOM e o Relatório de Inflação. Podemos citar ainda como instrumentos adicionais de comunicação, dentre outros: a divulgação semanal pela internet do Focus - Relatório de Mercado, contendo a mediana, a média e o desvio padrão das expectativas de participantes do mercado para diversas variáveis econômicas como, por exemplo, inflação, PIB, juros e câmbio; a divulgação mensal das notas econômico-financeiras para a imprensa abrangendo diversos setores da economia como política monetária e operações de crédito, política fiscal, setor externo e dívida pública mobiliária federal e mercado aberto; e a divulgação trimestral do Boletim Regional.

As atas das reuniões do COPOM são divulgadas às 8h30 da quinta-feira da semana posterior a cada reunião, dentro do prazo regulamentar de seis dias úteis, sendo publicadas na página do BCB na internet e para a imprensa. A ata apresenta a evolução recente e as perspectivas para a economia brasileira e para a economia internacional e descreve quais fatores da economia foram relevantes para a decisão da meta de taxa Selic estabelecida na reunião do COPOM na semana anterior e também quais as perspectivas para as próximas reuniões do Comitê.<sup>3</sup>

Já os Relatórios de Inflação são divulgados ao final de cada trimestre civil (março, junho, setembro e dezembro), apresentando a visão prospectiva do BCB para a inflação no Brasil e as condições econômicas nacional e internacional que orientaram as decisões do COPOM em relação à condução da política monetária.

---

<sup>3</sup> Para maiores informações sobre o processo decisório de fixação da meta da taxa Selic pelo COPOM, ver <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ03-Copom.pdf>.



### 3. Metodologia

O impacto da divulgação da nova taxa básica de juros pelo BCB feita ao final da reunião do COPOM é de fácil constatação, sendo possível mensurar o componente não esperado pelo mercado da decisão da política monetária. Para capturar essa surpresa, calcula-se simplesmente a diferença entre o valor divulgado na reunião e o valor esperado pelo mercado. Por outro lado, o impacto da comunicação do BCB feita através da ata do COPOM e do Relatório de Inflação é mais difícil de ser avaliado devido à inexistência de uma maneira clara de quantificar esses instrumentos de comunicação. Com o objetivo de determinar o impacto da comunicação sobre o mercado financeiro sem que seja necessário atribuir um sinal ou magnitude para as divulgações, analisaremos o comportamento da volatilidade da estrutura a termo da taxa de juros nos dias de divulgação.

Assumimos que a variação diária dos vértices da estrutura a termo da taxa de juros,  $\Delta y_t$ , responde linearmente à comunicação do BCB feita através da ata do Copom (Ata do COPOM) e do Relatório de Inflação (RI), que assumem o valor 1 nos dias da divulgação da ata e do RI, respectivamente, e 0 nos demais dias. Seguindo a metodologia de Kohn e Sack (2003) e Reeves e Sawicki (2005), introduzimos as surpresas na divulgação da taxa básica de juros (Selic) e de outras variáveis macroeconômicas (mac) também de forma linear na equação a ser estimada. As surpresas macroeconômicas são calculadas pela diferença entre o valor realizado no dia da divulgação e a mediana das expectativas de mercado do dia anterior, divulgada pelo BCB, no caso das variáveis brasileiras, enquanto que para as variáveis americanas, as expectativas do mercado foram coletadas da *Bloomberg*. Para que os coeficientes estimados possam ser comparados entre os indicadores, as surpresas foram padronizadas pelo desvio-padrão da amostra para cada série macroeconômica. Nas datas em que não ocorre divulgação de dados, é atribuído o valor 0 para a variável macroeconômica. Da mesma maneira, o termo padronizado da surpresa da decisão de política monetária assume o valor 0 nos dias em que não ocorrem decisões sobre a meta da taxa Selic.

A equação a ser estimada inclui ainda um termo auto-regressivo de primeira ordem para lidar com o problema de autocorrelação serial dos resíduos ( $\varepsilon_t$ ):

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \cdot Selic_t + \beta_3 \cdot Ata_t + \beta_4 \cdot RI_t + \sum_{i=5}^n \beta_i \cdot mac_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

A modelagem de séries temporais financeiras geralmente precisa levar em consideração a variância do retorno do ativo, onde períodos de baixa e alta volatilidade tendem a ser identificados. Esse fenômeno pode ser capturado empregando modelos de heterocedasticidade condicional tais como ARCH (heterocedasticidade condicional autorregressiva) e GARCH (ARCH generalizado), sugeridos por Engle (1982) e Bollerslev (1986), respectivamente. Para verificar se a implementação de um modelo de heterocedasticidade condicional é necessária, regredimos a equação (1) pelo método dos mínimos quadrados e aplicamos o teste de Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidade condicional autorregressiva nos resíduos (ARCH-LM).<sup>4</sup> A Tabela 1 mostra que os resultados do teste com defasagem de ordem 1 rejeitaram fortemente a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional para todos os vértices da curva de juros testados. Após detectar a presença de efeitos ARCH nos resíduos, aplicamos o teste ARCH-LM com defasagem de ordem 1 para um modelo de variância condicional, o modelo EGARCH.<sup>5</sup> Os resultados mostram que a hipótese de ausência de heterocedasticidade condicional não foi rejeitada neste caso.

**Tabela 1: ARCH-LM com defasagem de ordem 1**

Maturidades	Mínimos Quadrados	EGARCH
1 mês	0,00	0,63
3 meses	0,00	0,16
6 meses	0,00	0,85
1 ano	0,00	0,93
2 anos	0,00	0,70
3 anos	0,00	0,80

O teste considera como hipótese nula ( $H_0$ ) a ausência de heterocedasticidade condicional. A tabela mostra os p-valores do teste, para cada vértice considerado no trabalho, referentes às regressões principais calculadas tanto pelo método de Mínimos Quadrados quanto pelo modelo EGARCH.

<sup>4</sup> O teste considera como hipótese nula ( $H_0$ ) a ausência de heterocedasticidade condicional. No teste, regridem-se os erros ao quadrado em relação a uma constante e aos erros defasados ao quadrado até uma ordem q, obtém-se o  $R^2$  da regressão e multiplica-se pelo número de observações (n). Caso o valor de  $n * R^2$  exceda o valor crítico da distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ) com q graus de liberdade então rejeita-se  $H_0$ .

<sup>5</sup> Os modelos GARCH e TARARCH também foram testados, não havendo mudanças qualitativas relevantes nos resultados.

No modelo GARCH, os resíduos  $\varepsilon_t$  podem ser modelados como uma função do desvio-padrão dos resíduos  $\sigma_t$ , e de um termo independente e identicamente distribuído  $u_t$ , também conhecido como resíduo padronizado:

$$\varepsilon_t = u_t \sigma_t \sim (0, \sigma_t^2), \text{ onde } u_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \quad (2)$$

Já a variância,  $\sigma_t^2$ , é modelada como função de uma constante, seus próprios valores passados (termos GARCH) e dos erros da equação da média (termos ARCH):

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{m=1}^p \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^q \lambda_n \sigma_{t-n}^2 \quad (3)$$

Apesar do modelo GARCH capturar com sucesso os retornos com caudas grossas (leptocurtose) e o agrupamento de volatilidade (volatility clustering), ele não é adequado para capturar o efeito assimetria, pelo fato da variância condicional ser função somente da magnitude das defasagens dos resíduos e não do sinal. No modelo GARCH padrão, o termo de erro  $\varepsilon_{t-m}$  sempre é elevado ao quadrado, sem distinguir choques positivos e negativos. Empiricamente, existe um fator de assimetria nos retornos dos ativos, referente a um fato conhecido na literatura como volatilidade assimétrica, em que notícias positivas e negativas têm pesos diferentes na previsão de volatilidades futuras.<sup>6</sup> Entretanto, extensões do modelo GARCH são capazes de capturar o efeito assimetria, como o modelo EGARCH (GARCH exponencial) sugerido por Nelson (1991).<sup>7</sup>

A equação da variância do modelo EGARCH(p,q) pode ser escrita em termos dos resíduos padronizados  $u_t$  da seguinte forma:

$$\ln \sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{m=1}^p (\alpha_m u_{t-m} + \beta_m |u_{t-m}|) + \sum_{n=1}^q \lambda_n \ln \sigma_{t-n}^2 \quad (4)$$

<sup>6</sup> Ver Bollerslev et al. (1992).

<sup>7</sup> Reeves e Sawicki (2005) e Connolly e Kohler (2004) utilizam o modelo EGARCH e enfatizam como vantagem adicional deste modelo a não imposição de restrições de não-negatividade nos momentos de segunda ordem condicionais, já que a forma exponencial garante que a variância condicional seja sempre positiva.

onde o coeficiente  $\alpha_m$  indicará se há assimetria na volatilidade. Se  $\alpha_m = 0$ , não há assimetria. Quando  $\alpha_m < 0$ , choques negativos aumentam mais a volatilidade, caso contrário, se  $\alpha_m > 0$ , choques positivos têm maior impacto sobre a volatilidade.

A forma funcional que teve o melhor desempenho pelo critério de Akaike e Schwarz foi o EGARCH(1,1), que será o modelo utilizado no trabalho. Adicionamos as seguintes variáveis: surpresas da decisão do Copom sobre a taxa básica de juros; surpresas macroeconômicas; e as dummies da ata do Copom e do Relatório de Inflação. A partir dessa abordagem testaremos o impacto da comunicação do BCB e das surpresas macroeconômicas e de política monetária sobre o mercado financeiro. A estimação do modelo é feita através do método da máxima verossimilhança, adotando a correção da matriz de variância-covariância proposta por Bollerslev e Wooldridge (1992).

#### **4. Descrição dos Dados**

Para determinar se a comunicação feita pelo BCB impacta o mercado financeiro, consideramos o período compreendido entre 2 de janeiro de 2004 e 18 de setembro de 2009, totalizando 1.435 dias úteis.<sup>8</sup> Nessa amostra estão contidos 54 dias com divulgações de atas do COPOM e 22 dias com Relatórios de Inflação. As atas do COPOM e os Relatórios de Inflação são divulgados antes da abertura dos mercados, às 8h30. Dessa maneira, no dia do evento da comunicação, os investidores já têm as informações contidas nesses documentos.

Como variável dependente na equação (1) usamos as variações diárias dos vértices da estrutura a termo. As taxas de juros analisadas diariamente foram fixadas para as maturidades de 1 mês, 3 meses, 6 meses, 1 ano, 2 anos e 3 anos, que correspondem à 21, 63, 126, 252, 504 e 756 dias úteis, respectivamente. Os dados foram coletados na Anbima. A metodologia utilizada para o cálculo da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) está descrita no Apêndice. Já a descrição das variáveis de controle domésticas e estrangeiras é feita a seguir.

---

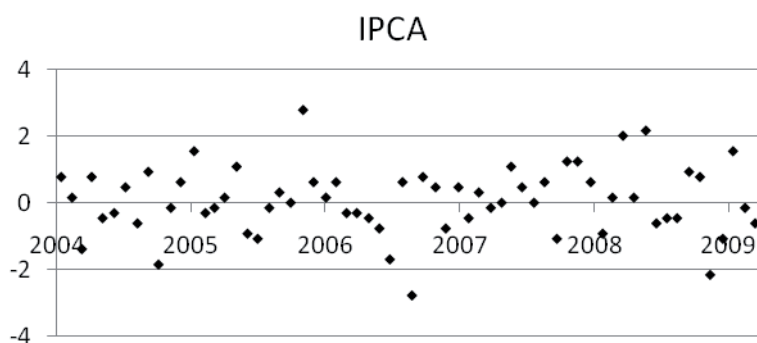
<sup>8</sup> Devido a uma alteração na metodologia de cálculo da ETTJ feita pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (Anbima) em 21 de setembro de 2009, foi estabelecido como data limite do período analisado o dia 18 de setembro de 2009 para que os dados fossem consistentes.

#### 4.1 Surpresas macroeconômicas domésticas

As variáveis macroeconômicas brasileiras que foram testadas são: IPCA, Produção Industrial e PIB trimestral. A variável referente ao PIB, pelo fato de não ter tido significância nas regressões para nenhuma maturidade testada, foi excluída do modelo. Tanto as pesquisas do IPCA quanto as da Produção Industrial são feitas pelo IBGE, sendo divulgadas mensalmente às 9h da manhã.

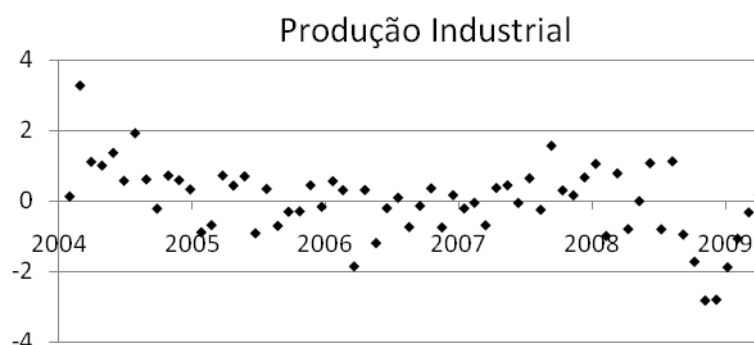
Além destas surpresas macroeconômicas, também foi incluído no modelo uma variável que mede as surpresas das decisões da meta da taxa Selic pelo BCB. Como a divulgação se dá após o fechamento do mercado, o mercado reage à notícia no dia seguinte da reunião do COPOM. Com isso a data da variável que mede a surpresa da decisão de política monetária precisa ser defasada em um dia em relação à sua divulgação para capturar seu efeito sobre a estrutura a termo.

As Figuras 1 a 3 mostram as surpresas padronizadas das variáveis macroeconômicas analisadas e da meta de taxa Selic. Podemos observar que as surpresas do IPCA e da Produção Industrial se concentram entre 2 e -2 desvios-padrões, tendo poucos pontos fora desse intervalo.



**Figura 1: Surpresa padronizada do IPCA**

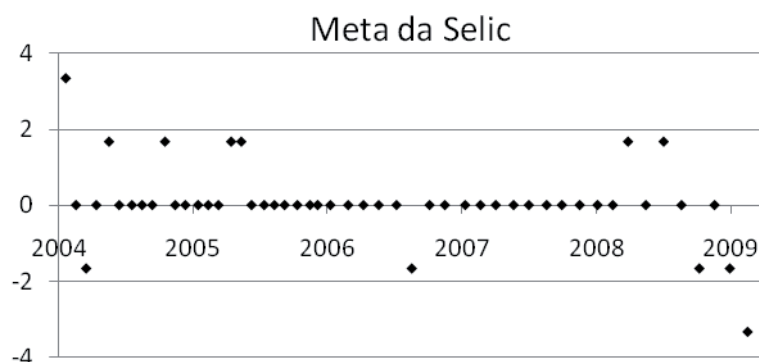
O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada do IPCA, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 6,45 pontos-base.



**Figura 2: Surpresa padronizada da Produção Industrial**

O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada da Produção Industrial, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 256,51 pontos-base.

Já em relação às decisões da meta da taxa Selic, a maior parte delas foi antecipada pelo mercado. Das 54 reuniões do COPOM analisadas, em treze ocorreram surpresas em relação às expectativas de mercado, sendo que em duas delas o valor da surpresa padronizada excedeu 2 desvios-padrões.



**Figura 3: Surpresa padronizada da Meta da Selic**

O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada da meta da taxa Selic, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 14,96 pontos-base.

## 4.2 Controle de variáveis estrangeiras

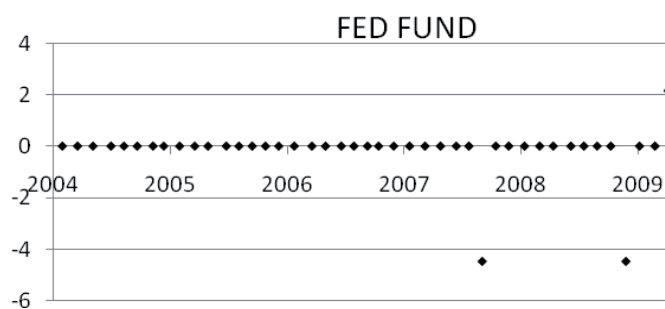
Em um mercado financeiro globalmente integrado é possível que informações vindas do exterior afetem a estrutura a termo de taxa de juros da economia local. Para tanto, incluímos nas regressões surpresas padronizadas das seguintes variáveis da economia dos EUA: Confiança do Consumidor (*Michigan Consumer Confidence*), PIB (*GDP*), Pedido pela Primeira Vez de Seguro Desemprego (*Initial Jobless Claims*), Vendas no Varejo (*Retail Sales*), Empregos Não-Agrícolas (*Non-farm Payrolls*), ISM Manufatureiro (*ISM Manufacturing*), Vendas de Casas Novas (*New Home Sales*), decisões do Federal Open Market Committee (FOMC) em relação à taxa de juros básica americana (FED Fund). Apenas as três últimas variáveis listadas acima se mostraram significantes para pelo menos uma das maturidades analisadas. Desta forma, optamos por não incluir no modelo as demais variáveis.

Para medir as surpresas padronizadas das variáveis americanas usamos a mesma metodologia adotada para as variáveis brasileiras, ou seja, a diferença entre a mediana das expectativas de mercado e o valor divulgado, normalizada pelo desvio-padrão da variável na amostra.

As Figuras 4 a 6 mostram as surpresas em relação à divulgação da FED Fund, do ISM Manufatureiro e das Vendas de Casas Novas. Podemos notar que em apenas três ocasiões os agentes do mercado foram surpreendidos pela divulgação do valor da decisão da FED Fund.<sup>9</sup> No caso do ISM, a dispersão se distribui ao longo da amostra em uma amplitude de aproximadamente 2 desvios-padrões. Já as surpresas das Vendas de Casas Novas são maiores nos anos iniciais da amostra.

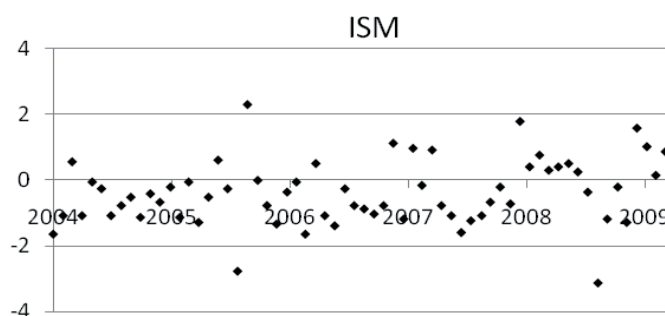
---

<sup>9</sup> As datas foram setembro de 2007, dezembro de 2008 e abril de 2009.



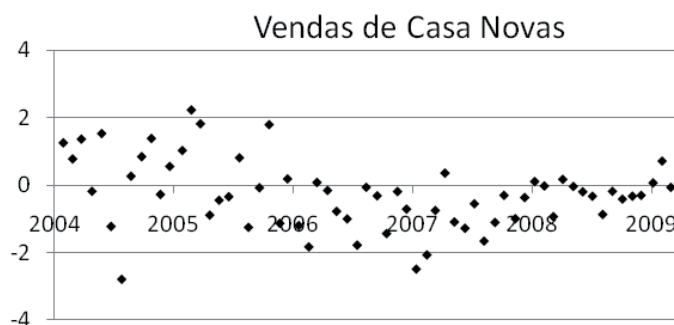
**Figura 4: Surpresa padronizada da FED Fund**

O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada da decisão da meta da taxa FED FUND, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 5,56 pontos-base.



**Figura 5: Surpresa padronizada do ISM Manufatureiro**

O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada do ISM Manufatureiro, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 1,94 pontos na escala da pesquisa.



**Figura 6: Surpresa padronizada das Vendas de Casas Novas**

O eixo horizontal fornece a data da divulgação. O eixo vertical indica o valor da surpresa padronizada do New Home Sales, cuja unidade de medida é expressa em desvio-padrão amostral. O desvio-padrão dessa variável na amostra é de 75,95 pontos na escala da pesquisa.



## 5. Resultados Principais

O foco central do trabalho consiste em investigar o impacto da divulgação da ata do COPOM e de Relatório de Inflação sobre o mercado financeiro. Inicialmente, estimamos a equação (1) para identificar na média como as variáveis testadas afetam a variação diária de cada vértice da ETTJ.

A primeira coluna da Tabela 2 analisa o impacto das variáveis sobre a variação na taxa de juros de 1 mês. A surpresa na decisão da meta da taxa Selic é altamente significativa. Um aumento não antecipado de 100 pontos-base (pb) na Selic eleva em 82 pb a taxa de juros de mercado desta maturidade.<sup>10</sup> As demais variáveis testadas não afetaram significativamente os juros nesta maturidade.

Para 3 meses, observamos que a Selic também foi altamente significativa, com um impacto de 49 pb na taxa de juros para 100 pb de surpresa. As surpresas do IPCA e da decisão da meta de taxa de juros FED Fund também se mostraram altamente significantes. Para 100 pb de aumento não esperado do IPCA e da FED Fund temos 13 pb e 5 pb de elevação da taxa de juros, respectivamente. A variável *dummy* que captura os dias de divulgação da ata do COPOM se mostrou significativa a um nível de 10% e com sinal positivo, enquanto que o RI não afetou significativamente a taxa de juros nesta maturidade.

No vértice de 6 meses, as variáveis Selic, Vendas de Casas Novas e ata do COPOM foram significantes a 1%. Um aumento não antecipado de 100 pb da SELIC eleva em 77 pb a taxa de juros de 6 meses. Já uma surpresa de 1 ponto na pesquisa de Vendas de Casas Novas provoca uma diminuição de 0,02 pb na taxa de juros, resultado este não esperado, pois um aumento das vendas de casas deveria ocasionar um aumento da taxa de juros. Já o coeficiente estimado para a variável COPOM indica que, no período amostral, nos dias de divulgação da ata do COPOM ocorreu em média um aumento da taxa de juros nesse vértice de 2,33 pb. As surpresas do IPCA, da Produção Industrial e da taxa FED Fund, por sua vez, afetaram positivamente a taxa de juros de 6 meses.

---

<sup>10</sup> Para chegar neste resultado é preciso dividir o coeficiente encontrado da variável explicativa pelo seu desvio-padrão, onde encontra-se o efeito da variação de 1 pb dessa variável sobre o vértice da estrutura a termo.

**Tabela 2: Equação da Média - impacto da comunicação do BCB sobre a ETTJ**

	1 mês	3 meses	6 meses	1 ano	2 anos	3 anos
Selic	12,28*** (0,000)	7,36*** (0,000)	11,56*** (0,000)	5,90*** (0,000)	2,22 (0,264)	0,98 (0,632)
IPCA	0,00 (0,985)	0,84*** (0,004)	1,37** (0,017)	2,65*** (0,001)	2,74** (0,011)	2,27** (0,047)
Produção Industrial	0,13 (0,740)	0,67 (0,155)	1,83** (0,018)	4,23*** (0,000)	4,58*** (0,000)	4,66*** (0,002)
FED Fund	-0,18 (0,426)	0,31*** (0,000)	0,74** (0,000)	1,41 (0,208)	4,70* (0,0611)	4,78* (0,093)
ISM	-0,09 (0,732)	0,27 (0,318)	0,20 (0,609)	0,93 (0,14)	1,72* (0,082)	2,16* (0,096)
Vendas de Casas Novas	0,52 (0,242)	-0,45 (0,436)	-1,91*** (0,000)	-0,86 (0,328)	-0,17 (0,893)	-0,455 (0,780)
Ata do COPOM	0,09 (0,796)	0,76* (0,069)	2,33*** (0,002)	3,16** (0,012)	3,02 (0,106)	2,26 (0,292)
RI	-4,24 (0,417)	-0,80 (0,543)	-0,38 (0,571)	0,18 (0,946)	-0,19 (0,883)	0,64 (0,729)
$\Delta$ Juros (-1)	-0,02 (0,743)	0,18*** (0,000)	0,14** (0,003)	0,13*** (0,000)	0,11*** (0,000)	0,08*** (0,005)

A tabela mostra o resultado da regressão da variação diária em pontos-base dos vértices da ETTJ em relação às componentes de surpresa das decisões de política monetária e informações macroeconômicas divulgadas. Cada coeficiente corresponde ao impacto em pontos base dos vértices da ETTJ ocasionados pela mudança de 1 desvio-padrão amostral da variável explicativa. Valor do desvio-padrão: SELIC 14,96 pontos-base; IPCA 6,45 pontos-base; Produção Industrial 256,51 pontos-base; FED Fund 5,56 pontos-base; ISM Manufatureiro 1,94 pontos (na escala da pesquisa); Vendas de Casas Novas 75,95 pontos (na escala da pesquisa). A amostra compreende os dias úteis do período de 2 de janeiro de 2004 a 18 de setembro de 2009 (1435 observações). P-valores entre parêntesis. \*\*\* Significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

No vértice de 1 ano, a surpresa da Selic continuou significativa a 1% e as surpresas do IPCA e da Produção Industrial passaram a afetar ainda mais fortemente a taxa de juros. Para esse vértice, a ata do COPOM foi significativa a um nível de 5%, também indicando que ocorre um aumento na taxa de juros de 1 ano nos dias de divulgação.

Para os vértices mais longos, de 2 e 3 anos, os parâmetros mais relevantes foram as surpresas do IPCA, Produção Industrial, taxa FED Fund e ISM Manufatureiro, enquanto que a surpresa referente à meta de taxa Selic, de maneira diferente aos demais vértices, não foi significativa. Já o termo auto-regressivo de primeira ordem foi significativo para todas as maturidades, exceto o vértice de 1 mês.

Resumindo, as surpresas nas variáveis macroeconômicas testadas sobre a ETTJ apresentam o sinal esperado, em que aumentos inesperados da inflação e da produção industrial acarretam elevação da curva de juros, e estão de acordo com resultados de trabalhos anteriores para a economia brasileira, como Wu (2009). As surpresas da meta da taxa Selic são mais pronunciadas para as maturidades de curto e médio prazo, não sendo importantes nas expectativas de taxas de juros de longo prazo. Já a surpresa do IPCA é relevante em todo horizonte temporal analisado, exceto 1 mês, enquanto que a surpresa da Produção Industrial tem um impacto mais acentuado nas maturidades mais longas. Choques positivos nestas três variáveis macroeconômicas causam um deslocamento para cima da curva de juros. Choques nas variáveis da economia americana também tendem a afetar a curva de juros brasileira em alguns vértices, sendo que as surpresas em relação à taxa de juros básica americana (FED Fund) e o ISM Manufatureiro tendem a elevar a curva de juros e as surpresas na venda de casas novas tendem a reduzi-la.

### 5.1 Análise da volatilidade da curva de juros

A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação da equação da variância para cada vértice da estrutura a termo analisado. Além dos parâmetros pertinentes à estrutura EGARCH, também são apresentados os valores dos coeficientes das variáveis *dummies* de comunicação, que capturam os efeitos ocasionados pela ata do COPOM e pelo RI, e das demais variáveis de controle.

O coeficiente do termo  $\ln \sigma_{t-1}^2$  é altamente significativo para todas as maturidades, indicando uma persistência acentuada dos choques sobre a volatilidade. O coeficiente do termo do resíduo padronizado  $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$  não é significativo para as maturidades de 1 e 3 meses, mas é positivo e significativo a 1% para as demais maturidades, indicando um efeito assimetria para estas maturidades, em que choques positivos nas taxas de juros têm maior efeito sobre a volatilidade do que choques negativos.

**Tabela 3: Equação da variância - impacto da comunicação do BCB sobre a ETTJ**

	1 mês	3 meses	6 meses	1 ano	2 anos	3 anos
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	-0,05 (0,477)	0,03 (0,222)	0,11*** (0,006)	0,14*** (0,000)	0,14*** (0,000)	0,12*** (0,001)
$\left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0,65*** (0,000)	0,33*** (0,000)	0,25*** (0,000)	0,25*** (0,000)	0,22*** (0,000)	0,17*** (0,000)
$\ln \sigma_{t-1}^2$	0,72*** (0,000)	0,98*** (0,000)	0,96*** (0,000)	0,96*** (0,000)	0,96*** (0,000)	0,97*** (0,000)
Selic	0,03 (0,974)	-0,05 (0,906)	-0,28** (0,016)	-0,06 (0,577)	0,11 (0,294)	0,11 (0,204)
IPCA	0,09 (0,31)	0,00 (0,950)	-0,02 (0,851)	-0,06 (0,671)	-0,18 (0,224)	-0,16 (0,242)
Produção Industrial	-0,07 (0,44)	0,00 (0,957)	-0,12 (0,374)	-0,04 (0,667)	-0,04 (0,616)	-0,02 (0,758)
FED Fund	0,68 (0,39)	0,05 (0,528)	0,06 (0,496)	-0,05 (0,640)	-0,04 (0,709)	-0,04 (0,605)
ISM	0,69*** (0,000)	0,09 (0,272)	-0,07 (0,377)	-0,15* (0,094)	-0,18* (0,062)	-0,14 (0,219)
Vendas de Casas Novas	0,28 (0,329)	-0,202 (0,366)	0,11 (0,583)	0,06 (0,642)	0,03 (0,750)	0,10 (0,313)
Ata do COPOM	-1,63*** (0,000)	-0,91*** (0,003)	-0,74** (0,036)	-0,58 (0,144)	-0,36* (0,097)	-0,23 (0,193)
RI	3,30*** (0,000)	0,32 (0,336)	-0,55** (0,016)	-0,67*** (0,000)	-0,59*** (0,002)	-0,27 (0,215)

A tabela mostra os valores dos coeficientes dos parâmetros da equação da variância do modelo EGARCH(1,1). P-valores entre parêntesis. \*\*\* Significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

Em relação à comunicação do Banco Central, o coeficiente da *dummy* relacionada à ata do COPOM teve o sinal negativo em todos os vértices analisados, evidenciando uma diminuição da volatilidade da estrutura a termo da taxa de juros nos dias de evento de

comunicação. Nota-se ainda que quanto maior a maturidade da taxa de juros, menor o coeficiente da ata do COPOM em valores absolutos. Além disso, o coeficiente foi significativo a 1% para as maturidades de 1 e 3 meses, a 5% para 6 meses e a 10% para 2 anos, não sendo significativo para os vértices de 1 e 3 anos. Esses resultados indicam que os investidores prestam mais atenção à ata para analisar a dinâmica da economia no curto prazo. Para esses vértices, nos dias de comunicação através da ata do COPOM ocorre uma redução dos ruídos do mercado financeiro, diminuindo as incertezas dos investidores. Resultado semelhante foi encontrado em Costa Filho (2008).

Ao analisar a comunicação feita através dos Relatórios de Inflação, observamos que para a maturidade de 1 mês, ocorre um aumento da volatilidade, dado que o coeficiente da variável RI tem um valor positivo e significativo a 1%. Esse fato indica que os investidores ajustam suas projeções de taxa de juros de curto prazo após a divulgação de novas informações no RI como, por exemplo, as projeções de inflação do BCB. O próximo vértice analisado, de 3 meses, não é estatisticamente significativo, não tendo o relatório influência clara nos retornos desta maturidade. Já os coeficientes estimados para os demais vértices foram negativos, sugerindo que a divulgação do RI atua reduzindo a volatilidade da curva de juros no médio prazo. O impacto é mais pronunciado sobre os vértices de 1 e 2 anos, cujos coeficientes foram significantes a 1%. Em relação ao vértice mais longo, de 3 anos, não foi encontrada significância para esse termo. Já entre as variáveis macroeconômicas e de política monetária incluídas na equação da variância apenas a meta da taxa Selic e o ISM Manufatureiro dos EUA tiveram significância para alguns vértices.

Em suma, para a maioria dos vértices analisados, a divulgação das atas do COPOM e dos Relatórios de Inflação reduziram a volatilidade dos juros no período analisado, indicando uma diminuição dos ruídos no mercado nestas datas.<sup>11</sup> Esse resultado é o oposto do encontrado em estudos aplicados a bancos centrais de países desenvolvidos como EUA, Reino Unido, Zona do Euro, Canadá, Austrália, Nova Zelândia.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> Os resultados apresentados foram estimados pelo modelo EGARCH. Além desse modelo, os modelos GARCH e TARCH foram testados, apresentando conclusões semelhantes. Outra análise feita foi a exclusão das surpresas macroeconômicas que não foram significantes na estimação da equação de variância do modelo EGARCH. Os coeficientes das *dummies* de comunicação não tiveram alterações relevantes em relação ao modelo adotado no trabalho. Os resultados desses testes podem ser disponibilizados pelo autor.

<sup>12</sup> Kohn e Sack (2003), Reeves e Sawicki (2005) e Connolly e Kohler (2004) encontraram que a volatilidade dos ativos financeiros aumenta nos dias de comunicação dos bancos centrais analisados.

Os resultados sugerem também uma complementaridade entre os dois instrumentos de comunicação, com a Ata do COPOM influenciando mais a percepção de curto prazo do mercado e o RI afetando mais as projeções de médio prazo para a economia. Por outro lado, estes instrumentos de comunicação não se mostraram capazes de afetar as projeções de taxa de juros para horizontes de mais longo prazo como 3 anos.

## 5.2 Testes Adicionais

Nesta seção analisaremos o impacto da comunicação do BCB sobre o nível e a volatilidade da taxa de câmbio à vista e do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) e sobre a inclinação da ETTJ. A única diferença em relação às regressões anteriores é a inclusão da variação EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus) como variável explicativa. Esse índice é calculado pelo Banco *J.P. Morgan Chase* e é usado como uma medida de risco dos países emergentes. Mudanças na percepção de risco global tendem a influenciar os fluxos de capitais para os países emergentes, impactando o Ibovespa e a taxa de câmbio. Para evitar possíveis problemas de endogeneidade, defasamos a variação do EMBI+ em 1 dia.

A Tabela 4 mostra que a divulgação da ata do Copom e do RI e as surpresas nas variáveis macroeconômicas e nas decisões de taxa de juros não afetaram significativamente o nível da taxa de câmbio no período amostral analisado. Entre as variáveis testadas, a taxa de câmbio à vista foi influenciada apenas pelas mudanças no EMBI+. Como esperado, o sinal positivo deste coeficiente indica que um aumento na percepção de risco em relação aos países emergentes leva a uma depreciação cambial.

A comunicação do BCB através da ata e do RI e as surpresas do IPCA e da Produção Industrial também não afetaram significativamente o nível do Ibovespa. Por outro lado, os coeficientes das variáveis Selic e ISM Manufatureiro foram negativos e significantes a 1%. Os coeficientes das variáveis FED Fund e Vendas de Casas Novas também tiveram sinal negativo e foram significantes a 5%. Já o coeficiente do EMBI+ foi negativo e significativo a 10%. Todos estes coeficientes tiveram o sinal esperado. Aumentos não esperados da taxa Selic e da FED Fund tendem a causar uma queda do Ibovespa por aumentar a atratividade dos títulos de renda fixa e o custo de oportunidade de investir em ações. No caso do ISM manufatureiro e das vendas de casas novas nos EUA, uma possível

**Tabela 4: Equação da Média: impacto da comunicação do BCB sobre a taxa de câmbio, Ibovespa e inclinação da ETTJ**

Equação da Média			
	Taxa de câmbio	Ibovespa	Spread (3anos – 1 mês)
Selic	-0,07 (0,340)	-160.13*** (0,004)	-7,38* (0,065)
IPCA	-0,04 (0,557)	17,78 (0,786)	3,11** (0,037)
Produção Industrial	0,06 (0,441)	61,15 (0,405)	3,40** (0,033)
FED Fund	0,08 (0,358)	-355,02** (0,012)	6,10** (0,017)
ISM	0,01 (0,853)	-159,84*** (0,006)	2,25 (0,191)
Vendas de Casas Novas	-0,04 (0,426)	-106,29** (0,013)	-1,23 (0,327)
$\Delta$ EMBI+ (-1)	0,16*** (0,000)	-4,50* (0,082)	-
Ata do COPOM	-0,01 (0,860)	7,64 (0,935)	1,87 (0,342)
RI	-0,16 (0,152)	-37,01 (0,609)	3,66 (0,479)
$\Delta$ Variável Dependente (-1)	0,05* (0,082)	-0,01 (0,596)	0,99*** (0,000)

A tabela mostra o resultado da regressão da variação diária em pontos-base da taxa de Câmbio e Spread dos vértices de 3 anos e de 1 mês e pontos do índice para o Ibovespa em relação à comunicação do BCB, às surpresas macroeconômicas e das decisões de política monetária. Cada coeficiente corresponde ao impacto da mudança de 1 desvio-padrão amostral da variável explicativa sobre as variáveis dependentes. Valor do desvio-padrão: SELIC 14,96 pontos-base; IPCA 6,45 pontos-base; Produção Industrial 256,51 pontos-base; Fed Fund 5,56 pontos-base; ISM Manufatureiro 1,94 pontos (na escala da pesquisa); Vendas de Casas Novas 75,95 pontos (na escala da pesquisa). A amostra compreende os dias úteis do período de 2 de janeiro de 2004 a 18 de setembro de 2009 (1435 observações). P-valores entre parêntesis. \*\*\* Significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

interpretação seria que um aumento não esperado nesta variável levaria os investidores a antecipar um aperto da política monetária do FED, levando a uma fuga de capitais para os títulos do governo americano. Já um aumento na aversão ao risco refletida no aumento do EMBI+ tende a levar a uma migração dos mercados de risco, como as bolsas de valores dos países emergentes, para mercados mais seguros, como renda fixa.

Em outro teste realizado, mostramos que o spread das taxas de juros de 3 anos e 1 mês não foi afetado significativamente pela divulgação da ata do COPOM e do RI.<sup>13</sup> As variáveis que afetaram mais significativamente a inclinação da curva de juros foram o IPCA, a Produção Industrial e a FED Fund. Os sinais dos coeficientes indicam que aumentos não esperados nestas variáveis tendem a aumentar o spread dos juros.

Os resultados da análise da volatilidade estão descritos na Tabela 5. A ata do COPOM e o Relatório de Inflação também não tiveram um impacto relevante sobre a volatilidade dos mercados de câmbio e de ações.

---

<sup>13</sup> Testamos também os spreads das taxas de juros de 2 anos e 1 mês e de 1 ano e 1 mês e os resultados não se alteraram qualitativamente.



**Tabela 5: Equação da variância: impacto da comunicação do BCB sobre a taxa de câmbio e o Ibovespa**

	Taxa de Câmbio	Ibovespa
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	0,11*** (0,000)	0,00 (0,711)
$\left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $	0,29*** (0,000)	0,09*** (0,000)
$\ln \sigma_{t-1}^2$	0,96*** (0,000)	0,99*** (0,000)
Selic	0,04 (0,724)	0,16* (0,089)
IPCA	-0,01 (0,883)	0,01 (0,817)
Produção Industrial	-0,20** (0,014)	-0,07 (0,148)
FED Fund	0,03 (0,720)	0,10 (0,240)
ISM	-0,01 (0,856)	0,02 (0,795)
Vendas de Casas Novas	0,12 (0,130)	-0,05 (0,258)
$\Delta$ EMBI+ (-1)	0,00 (0,360)	0,00* (0,082)
Ata do COPOM	0,06 (0,670)	-0,20 (0,113)
RI	0,06 (0,762)	0,15 (0,329)

A tabela mostra os valores dos coeficientes dos parâmetros da equação da variância do modelo EGARCH(1,1). P-valores entre parêntesis. \*\*\* Significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

## 6. Conclusão

Este trabalho analisou o efeito da comunicação do BCB sobre o mercado financeiro, através do impacto da divulgação da ata do COPOM e do Relatório de Inflação sobre a estrutura a termo da taxa de juros e sua inclinação, a taxa de câmbio à vista e o Ibovespa. Para isso, estimamos um modelo E-GARCH para estas variáveis usando variáveis *dummies* para capturar os impactos dos dois instrumentos de comunicação testados. Surpresas nas divulgações de informações macroeconômicas e da decisão de política monetária tanto da economia brasileira quanto da americana foram incluídas no modelo como variáveis de controle.

Os resultados sugerem que tanto a ata do COPOM quanto o Relatório de Inflação ajudam a reduzir as incertezas do mercado em relação à trajetória da taxa de juros. Tal fato é evidenciado pela diminuição da volatilidade das taxas de juros nos dias de divulgação destes instrumentos de comunicação para a maioria dos vértices testados. A ata do COPOM se mostrou um instrumento de comunicação mais eficaz para maturidades até 6 meses, enquanto o Relatório de Inflação teve um impacto maior sobre as expectativas de taxas de juros de médio prazo, de 6 meses a dois anos. Estes resultados são intuitivos, dado que as atas do COPOM são divulgadas com uma periodicidade de 45 dias e discorre sobre os motivos que levaram a decisão recente da meta de taxa Selic. Já o Relatório de Inflação é divulgado trimestralmente e contém informações sobre as projeções de inflação e nível de atividade do BCB para um horizonte de até dois anos. Não é possível afirmar, mas uma possível conclusão seria de que a comunicação do BCB provocou um entendimento, pelo menos momentâneo, por parte do mercado em relação ao caminho da política monetária, dada essa redução de volatilidade.

A extensão da análise para os mercados à vista de câmbio e de ações mostrou que a comunicação do BCB não impacta significativamente esses mercados. Por fim, mostramos que a inclinação da curva de juros medida pelo spread entre as taxas de juros de 3 anos e 1 mês também não foi afetada significativamente pela divulgação da ata do COPOM e do Relatório de Inflação no período amostral analisado.

## Referências Bibliográficas

**Banco Central do Brasil (2010).** COPOM. Série Perguntas Mais Frequentes. <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ03-Copom.pdf>

**Bollerslev, T. (1986),** “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pages 307-327

**Bollerslev, T.; Wooldridge, J. (1992),** “Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances”, *Econometric Reviews*, 11, pags 143–172.

**Bollerslev, T.; Chou, R.; Kroner. (1992),** ARCH Modeling in Finance: A Review of The Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 5-59.

**Bomfim, A.; Reinhart, V. (2000),** “Making News: Financial Market Effects of Federal Reserve Disclosure Practices,” Finance and Economics Discussion Series working paper no. 2000-14, Federal Reserve Board.

**Chadha, J.; Nolan, C. (2001),** “Inflation targeting, transparency and interest rate volatility: ditching ‘monetary mystique’ in the UK”, *Journal of Macroeconomics*, Vol 23, pags 349-366.

**Connolly, E.; Kohler, M. (2004),** "News and Interest Rate Expectations: A Study of Six Central Banks", RBA Research Discussion Papers rdp2004-10, Reserve Bank of Australia.

**Costa Filho, A. (2008),** “Um estudo sobre o papel da comunicação na política monetária”, Dissertação de Mestrado em Teoria Econômica, Departamento de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

**Engle, R. (1982),** “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation”, *Econometrica*, Vol. 50, pages 987-1008

**Geraats, P. (2002),** “Central Bank Transparency”, *Economic Journal*, Vol 112 pags 532-565.

**Kohn, D.; Sack, B. (2003)**, “Central bank talk: does it matter and why?”, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series No 2003-55.

**Lamla, M.; Rupprecht, S. (2006)**, “The Impact of ECB Communication on Financial Market Expectations”, *Swiss Institute for Business Cycle Research*, n. 135.

**Nelson, C.; Siegel, A. (1971)**, “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *Journal of Business*, 44, 19-31.

**Nelson, D. (1991)**, “Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach”, *Econometrica*, 59(2), pags 347–370.

**Reeves, R.; Sawicki, M. (2005)**, “Do financial markets react to Bank of England communication?”, External MPC Unit Discussion Paper No. 15.

**Svensson, L. (1994)**, “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates”, Sweden 1992-1994, NBER Working Paper.

**Tabata, A.; Tabak, B. (2004)**, “Testando o Conteúdo Informacional das Decisões de Política Monetária”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.34, n. 2, agosto de 2004.

**Wu, T. (2009)**, “Monetary Policy Effects on the Yield Curve: the Brazilian experience from 2004 to 2008”, XI Seminário Annual de Metas para a Inflação, Banco Central do Brasil.

## Apêndice

### A.1) Metodologia da ETTJ

#### Metodologia da Construção da ETTJ por classes de títulos - prefixados (LTN e NTN-F), atrelados ao IPC-A (NTN-B), atrelados ao IGP-M (NTN-C) e pós-fixados (LFT)

A premissa básica para estimação das curvas de juros é a de que o preço de um título de renda fixa é igual ao fluxo de caixa futuro prometido pelo emissor, trazido a valor presente por uma função desconto. Como estamos tratando de títulos de um mesmo emissor (o governo federal), o risco de crédito é o mesmo para todos os títulos e por isto ele já está incorporado nos juros.

Assim,

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= F_{i,1,t} b_t(T_{i,1}) + F_{i,2,t} b_t(T_{i,2}) + \dots + F_{i,K_i,t} b_t(T_{i,K_i}) + \varepsilon_{i,t} \\ &= \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j,t} b_t(T_{i,j}) + \varepsilon_{i,t} \quad , \quad \forall i, t \end{aligned}$$

Em que  $F_{i,j,t}$  é o  $j$ -ésimo pagamento (cupom e/ou amortização) do  $i$ -ésimo título na data  $t$ ,

$T_{i,j}$  é o prazo em que ocorre o pagamento  $j$  do  $i$ -ésimo título;

$K_i$  é o numero de pagamentos do título  $i$ ;

$P_{i,t}$  é o preço do  $i$ -ésimo título na data  $t$ ;

$\varepsilon_{i,t}$  é o erro cometido pelo modelo para o título  $i$  na data  $t$ ;

$b_t(T_{i,j})$  é a função desconto da data  $t$  para a maturidade  $T_{i,j}$ .

Esta função desconto pode também ser escrita como função da taxa de juros “zero-cupom” ou ETTJ para a data  $t$  -  $r_t(T_{i,j})$ . Neste caso,

$$b_t(T_{i,j}) = \frac{1}{(1+r_t(\tau_{i,j}))^{\tau_{i,j}}}$$

A fim de diminuir a notação, não foi colocado o subscrito do tempo nas nomenclaturas matemáticas, ficando subentendido que estamos sempre avaliando o modelo em determinada data  $t$ .

A metodologia utilizada no calculo da ETTJ é baseada no modelo proposto por Svensson (1994), o qual é uma extensão do modelo de Nelson e Siegel (1971).

Em seu trabalho, Svensson (1994) define a taxa *forward* pela seguinte equação:

$$f(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t}e^{-\lambda_t\tau} + \beta_{3t}\lambda_t\tau e^{-\lambda_t\tau} + \beta_{4t}\lambda_{2t}\tau e^{-\lambda_{2t}\tau}$$

A taxa zero correspondente será, então:

$$r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t}\left(\frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau}\right) + \beta_{3t}\left(\frac{1-e^{-\lambda_t\tau}}{\lambda_t\tau} - e^{-\lambda_t\tau}\right) + \beta_{4t}\left(\frac{1-e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau}\right)$$

Os parâmetros  $\beta_{1t}$  e  $\beta_{2t}$  podem ser interpretados como os fatores de nível e inclinação da ETTJ, enquanto  $\beta_{3t}$  e  $\beta_{4t}$  são as curvaturas.

Outra maneira de interpretar esses fatores é considerá-los como modelando os termos de longo, curto e médios prazos, pois quando  $\tau \rightarrow \infty$  o único fator que sobra é  $\beta_{1t}$ , o que faz com que este fator governe as taxas de longo prazo. A carga de  $\beta_{2t}$  que é igual a  $(1 - e^{-\lambda_t\tau})/\lambda_t\tau$  começa em 1 e cai rapidamente para zero quando aumenta, mostrando que este fator governa as taxas de curto prazo. Já a carga de  $\beta_{3t}$  e  $\beta_{4t}$  que é  $(1 - e^{-\lambda_t\tau})/\lambda_t\tau - e^{-\lambda_t\tau}$  começa em zero, é crescente no início e depois tende para zero quando  $\tau \rightarrow \infty$ , fazendo com que este fator governe as taxas de médio prazo.

Os parâmetros  $\lambda_t$  e  $\lambda_{2t}$  determinam onde a carga de  $\beta_{3t}$  e  $\beta_{4t}$ , respectivamente, atingem seu máximo. A inclusão de dois fatores de curvatura permite que a ETTJ gerada por este modelo possa se adequar melhor a formatos diferentes da curva de juros.

Assim, para determinar a ETTJ, resolve-se o seguinte problema de minimização para cada data de análise ( $t$ ):

$$\text{Min} \sum_{i=1}^N W_i \left( P_i - \sum_{j=1}^{k_i} F_{i,j} b_t (T_{i,j}) \right)^2$$

Onde,  $P_i$  é o preço de mercado<sup>14</sup> do i-ésimo título;

$W_i$  é o inverso da *duration* do i-ésimo título; e

$N$  é o número de títulos usados na construção da ETTJ.

Desta forma, os parâmetros betas da curva zero serão aqueles que minimizam o somatório dos erros (diferença entre o preço indicativo e o preço resultante do modelo) de todos os títulos ponderados pelo inverso da *duration*.

Os parâmetros lambda usados no modelo terão valores fixos. Com isso, a série temporal dos betas fará sentido, possibilitando a construção do túnel indicativo. Os valores dos lambdas adotados são aqueles para os quais a soma do erro é minimizada em uma janela de um ano.

---

<sup>14</sup> Preço indicativo calculado a partir da coleta das taxas consideradas justas pelas instituições para o título, independente de ter havido negócios com esse papel.

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website  
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

## Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at  
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

<b>231</b>	<b>Capital Requirements and Business Cycles with Credit Market Imperfections</b> <i>P. R. Agénor, K. Alper and L. Pereira da Silva</i>	Jan/2011
<b>232</b>	<b>Modeling Default Probabilities: the case of Brazil</b> <i>Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and A. Luduvica</i>	Jan/2011
<b>233</b>	<b>Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies</b> <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Jan/2011
<b>234</b>	<b>Cyclical Effects of Bank Capital Requirements with Imperfect Credit Markets</b> <i>Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva</i>	Jan/2011
<b>235</b>	<b>Revisiting bank pricing policies in Brazil: Evidence from loan and deposit markets</b> <i>Leonardo S. Alencar</i>	Mar/2011
<b>236</b>	<b>Optimal costs of sovereign default</b> <i>Leonardo Pio Perez</i>	Apr/2011
<b>237</b>	<b>Capital Regulation, Monetary Policy and Financial Stability</b> <i>P.R. Agénor, K. Alper, and L. Pereira da Silva</i>	Apr/2011
<b>238</b>	<b>Choques não Antecipados de Política Monetária e a Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil</b> <i>Fernando N. de Oliveira e Leonardo Ramos</i>	Abr/2011
<b>239</b>	<b>SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach</b> <i>Marcos R. de Castro, Solange N. Gouvea, André Minella, Rafael C. Santos and Nelson F. Souza-Sobrinho</i>	Apr/2011
<b>240</b>	<b>Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model</b> <i>Fabia A. de Carvalho and Marcos Valli</i>	Apr/2011
<b>241</b>	<b>Macro Stress Testing of Credit Risk Focused on the Tails</b> <i>Ricardo Schechtman and Wagner Piazza Gaglianone</i>	May/2011
<b>242</b>	<b>Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Mercado Brasileiro</b> <i>José Alves Dantas, Otávio Ribeiro de Medeiros e Lúcio Rodrigues Capelletto</i>	Mai/2011



- 243 **Economic Activity and Financial Institutional Risk: an empirical analysis for the Brazilian banking industry** May/2011  
*Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures*
- 244 **Profit, Cost and Scale Efficiency for Latin American Banks: concentration-performance relationship** May/2011  
*Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro*
- 245 **Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil** Jun/2011  
*Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama*
- 246 **Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional** Ago/2011  
*Michel Alexandre da Silva*
- 247 **Forecasting the Yield Curve for the Euro Region** Aug/2011  
*Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and Alexandre B. Sollaci*
- 248 **Financial regulation and transparency of information: first steps on new land** Aug/2011  
*Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures*
- 249 **Directed clustering coefficient as a measure of systemic risk in complex banking networks** Aug/2011  
*B. M. Tabak, M. Takami, J. M. C. Rocha and D. O. Cajueiro*
- 250 **Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro** Ago/2011  
*Paulo Evandro Dawid e Tony Takeda*
- 251 **Um Exame sobre como os Bancos Ajustam seu Índice de Basileia no Brasil** Ago/2011  
*Leonardo S. Alencar*
- 252 **Comparação da Eficiência de Custo para BRICs e América Latina** Set/2011  
*Lycia M. G. Araujo, Guilherme M. R. Gomes, Solange M. Guerra e Benjamin M. Tabak*
- 253 **Bank Efficiency and Default in Brazil: causality tests** Oct/2011  
*Benjamin M. Tabak, Giovana L. Craveiro and Daniel O. Cajueiro*
- 254 **Macroprudential Regulation and the Monetary Transmission Mechanism** Nov/2011  
*Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva*
- 255 **An Empirical Analysis of the External Finance Premium of Public Non-Financial Corporations in Brazil** Nov/2011  
*Fernando N. de Oliveira and Alberto Ronchi Neto*
- 256 **The Self-insurance Role of International Reserves and the 2008-2010 Crisis** Nov/2011  
*Antonio Francisco A. Silva Jr*
- 257 **Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade** Nov/2011  
*Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama*

- 258 **Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?** Nov/2011  
*Eduardo Luis Lundberg*
- 259 **The impact of monetary policy on the exchange rate: puzzling evidence from three emerging economies** Nov/2011  
*Emanuel Kohlscheen*
- 260 **Credit Default and Business Cycles: an empirical investigation of Brazilian retail loans** Nov/2011  
*Arnildo da Silva Correa, Jaqueline Terra Moura Marins, Myrian Beatriz Eiras das Neves and Antonio Carlos Magalhães da Silva*
- 261 **The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter?** Nov/2011  
*Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro*
- 262 **The Accuracy of Perturbation Methods to Solve Small Open Economy Models** Nov/2011  
*Angelo M. Fasolo*
- 263 **The Adverse Selection Cost Component of the Spread of Brazilian Stocks** Nov/2011  
*Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo and José Valentim Machado Vicente*
- 264 **Uma Breve Análise de Medidas Alternativas à Mediana na Pesquisa de Expectativas de Inflação do Banco Central do Brasil** Jan/2012  
*Fabia A. de Carvalho*