

ANTECIPAÇÃO E SURPRESA MONETÁRIA E SEUS EFEITOS NAS TAXAS DE JUROS DE MERCADO

Udilmar Carlos Zabot^a, Sidney Martins Caetano^b, João Fróis Caldeira^c

^aUFV. Email: udi.zabot@yahoo.com.br

^bUFV. Email: sidneymcaetano@gmail.com

^cUFRGS. Email: emaildocaldeira@gmail.com

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the effects of Monetary Policy Committee (COPOM) actions on the yield curve of the Brazilian economy, in a scenario where the market is concerned to understand the monetary authority behavior through a Taylor-type rule. The results suggest that the market has been able to anticipate adequately the changes in the Selic rate target and monetary surprises has led the market to revise its DI futures contracts, influencing the market interest rates.

Resumo

O objetivo deste artigo é avaliar os efeitos das ações do Comitê de Política Monetária (COPOM) sobre a curva de juros da economia brasileira, em um ambiente em que o mercado se preocupa em compreender o comportamento da autoridade monetária por meio de uma regra do tipo Taylor. Os resultados sugerem que o mercado tem sido capaz de antecipar adequadamente as mudanças na meta taxa Selic e que surpresas monetárias tem levado o mercado a rever seus contratos de juros DI-futuros, influenciando, assim, as taxas de juros de mercado.

Keywords: Yield Curve, Taylor Rule, Brazilian Monetary Policy.

Palavras-chave: Curva de Juros; Regra de Taylor; Política Monetária no Brasil.

Classificação JEL: E43, E44, E52

*Contact Author: Sidney M. Caetano, Departamento de Economia, Universidade Federal de Viçosa, Av. Peter Henry Rolfs, s/n - Campus Universitário, Cep.: 36570-000 Viçosa/MG. E-mail: sidney.caetano@ufv.br.

¹Department of Economics, Universidade Federal de Viçosa

1. Introdução

Uma das questões relevantes de política macroeconômica relaciona-se à reação dos mercados às ações de política dos Bancos Centrais, em especial, no que tange às mudanças na taxa básica de juros da economia. A autoridade monetária tem a capacidade de alterar essa taxa básica e, assim, influenciar as taxas de juros de curto e longo prazos do mercado que exercem efeitos sobre a demanda agregada. Entender a relação entre a política monetária e as taxas de juros de mercado é de extrema importância tanto para *traders* de títulos de renda fixa como para banqueiros centrais, pois mudanças não-antecipadas na política monetária podem afetar as taxas de juros de diferentes maturidades. Assim, todo analista de títulos de renda fixa deveria dispor de modelo quantitativo do relacionamento passado entre movimentos de política monetária sobre a curva de juros. Formuladores de política, por outro lado, monitoram a curva de juros em relação a notícias sobre as expectativas de mercado. Neste sentido, quantificar os efeitos da política monetária sobre as taxas de juros de mercado tem sido uma questão de interesse de economistas ao longo dos últimos anos, desde o trabalho pioneiro de Cook & Hahn (1989)².

Convencionalmente, considera-se que um aumento na taxa básica de juros nominal de curto prazo conduz a um aumento imediato nas demais taxas de juros de mercado. Entretanto, não há evidências de que tal correlação seja estável e estatisticamente significativa (ver, Giannikos & Guirguis, 2007). Cook & Hahn (1989), por exemplo, avaliaram a resposta das taxas de juros de mercado às mudanças na taxa de juros básica do *Federal Reserve* e observaram resultados significativos para o curto prazo, mas não para taxas de juros de prazos maiores. Edelberg & Marshall (1996) e Evans & Marshall (1998), entretanto, não encontram evidências que demonstrem correlação significativa entre estas variáveis.

Como ressalta Tabak (2004), o estudo da resposta das taxas de juros de mercado às mudanças na taxa básica de juros da economia oferece importantes *insights* sobre os canais de transmissão da política monetária, uma vez que choques na taxa básica de juros, por exemplo, deveriam ser capazes de alterar toda a estrutura de juros da economia.

A partir da hipótese de expectativas da estrutura a termo, considera-se que a política monetária seja capaz de afetar a taxa de juros de longo prazo pela influência sobre a taxa de juros de curto prazo corrente e esperada. Desse modo, a resposta das taxas de juros de mercado a alterações nas taxas nominais de curto prazo dependem das expectativas de mercado quanto às ações de política monetária e da sua capacidade em antecipar as ações da autoridade monetária. Como ressalta Poole *et al.* (2002), esta é uma questão central da macroeconomia uma vez que um modelo econômico requer a especificação das expectativas dos agentes econômicos tomadores de decisão.

Considerando expectativas racionais, onde os agentes não cometem erros sistemáticos, as ações de política

²Para uma revisão de literatura ver Craine & Martin (2004).

monetária antecipadas pelo mercado já estarão refletidas em suas projeções quando realizadas, ou seja, o mercado irá responder apenas às surpresas monetárias. Assim, conforme destacam Poole *et al.* (2002), a incapacidade de distinguir o componente esperado do não esperado, em termos de mudança na taxa básica de juros, resultaria em problemas de mensuração, incorrendo em um viés nas estimativas de resposta das taxas de juros de mercado às mudanças no instrumento de política monetária.

Para a economia brasileira, Oliveira & Ramos (2011) deram importância a esta questão e consideraram a distinção entre os componentes antecipado e não antecipado em sua análise sobre os efeitos da política monetária. O presente trabalho também pretende contribuir com a escassa literatura brasileira sobre a reação das taxas de juros de mercado às mudanças no seu principal instrumento de política monetária. Todavia, a distinção em relação aos estudos anteriores fica por conta não só do período e séries temporais usadas na investigação, mas na proposta de avaliar o problema pressupondo que o mercado leve em consideração o comportamento do Comitê de Política Monetária (COPOM) na sua decisão sobre a taxa básica de juros, a meta taxa Selic. Assim, pressupõe-se que sua busca por antecipar a ação do Copom é baseada por um guia de política monetária, conforme sugerido por uma função de reação do Banco Central. Esta hipótese leva a um componente antecipado baseado nas expectativas dos agentes econômicos relativas às variáveis inseridas em uma regra do tipo Taylor.

No que segue, o artigo está estruturado da seguinte maneira: a próxima seção apresenta uma revisão da literatura empírica relacionada ao tema; a seção 3 mostra a relação entre os contratos de juros futuros e a taxa básica de juros, bem como a derivação da especificação proposta; a seção 4 destaca as séries temporais utilizadas, as estatísticas descritivas e o teste de hipótese para racionalidade fraca; a seção 5 apresenta e discute os resultados empíricos obtidos; e, por fim, a seção 6 destaca as conclusões e considerações finais.

2. Literatura Empírica

Há um número considerável de estudos empíricos que avaliaram a influência das ações de política monetária sobre a estrutura a termo da taxa de juros. No caso da economia americana, ver Cook & Hahn (1989), Roley & Gordon (1995), Edelberg & Marshall (1996) e Evans & Marshall (1998). Considerando outras economias, cabe destacar os estudos de Hardy (1998) e Haldane & Read (2000).

Cook & Hahn (1989) avaliaram como a rentabilidade de títulos de longo prazo de diferentes maturidades reage a mudanças na taxa básica de juros do *Federal Reserve (Fed Funds Rate)* no dia em que a mudança ocorre, considerando a seguinte especificação na sua investigação:

$$i_{s,d} - i_{s,d-1} = \alpha_s + \lambda_s(\xi_d - \xi_{d-1}) + u_{s,d}, \quad (1)$$

em que:

$i_{s,d}$ é a taxa de juros de um título de maturidade constante (s meses) negociados na data d;

ξ_d é a taxa básica de juros adotada pelo FED;

$u_{s,d}$ é o termo de erro aleatório; e

α_s e λ_s são parâmetros a serem estimados.

Considerando a década de 1970, os autores observaram que as taxa de juros de mercado de curto prazo responderam de maneira estatisticamente significativa às mudanças da taxa básica de juros americana, o que não ocorre com as taxas de juros de longo prazo.

Com um período posterior, de 1987 a 1995, Roley & Gordon (1995) mostram inexistência de correlação entre as ações do *Federal Reserve* e as taxas de juros de longo prazo. Os autores encontram evidências que sugerem que o mercado antecipa as ações de política monetária e as incorporam às taxas de longo prazo. Edelberg & Marshall (1996) corroboram tal resultado ao observarem insignificância estatística entre a resposta da rentabilidade de títulos de longo prazo e alterações na taxa básica de juros. Já Evans & Marshall (1998) demonstram que choques exógenos não têm efeito algum sobre a taxa de juros de longo prazo.

Hardy (1998) avalia a reação do mercado às mudanças na taxa básica de juros para a economia alemã, e encontra evidências de que as taxas de mercado respondem significativamente às mudanças na taxa de juros oficial dessa economia. Haldane & Read (2000) avaliaram a resposta da curva de juros às surpresas de política monetária para o Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha e Itália, e observaram que a introdução do regime de metas para a inflação reduz significativamente esta relação.

Entretanto, se considerar que o mercado procura antecipar a mudança na taxa básica de juros antes dela ocorrer, então é de se esperar que esta antecipação já esteja inserida nas taxas de juros futuras. Neste contexto, alguns estudos são relevantes, por exemplo, Kuttner (2001), Poole *et al.* (2002) e Hamilton (2008).

Kuttner (2001) sugere uma metodologia para identificar o componente não antecipado da política monetária, $\tilde{\xi}_d^u$, e, assim, considera uma extensão da equação de Cook & Hahn (1989), a fim de distinguir entre os efeitos da mudança na taxa de juros básica, ou seja, entre o que é esperado pelo mercado e o que se configura como surpresa monetária³. Assim, a equação (1) torna-se:

$$i_{s,d} - i_{s,d-1} = \alpha_s + \lambda_s(\xi_d - \xi_{d-1} - \tilde{\xi}_d^u) + \gamma_s \tilde{\xi}_d^u + u_{s,d}. \quad (2)$$

Usando a especificação (2), Kuttner (2001) avalia as estimativas dos coeficientes λ_s e γ_s , com o intuito

³A fim de distinguir a mudança na taxa de juros nominal de curto prazo entre o componente antecipado e o não antecipado, o autor considerou a taxa futura de contratos estabelecidos num determinado dia do mês corrente. Embora as expectativas de política monetária não sejam diretamente observadas, o autor argumenta que os preços futuros destes títulos são proxies de mercado adequadas para estas expectativas, uma vez que tais contratos são estimados com base na média das taxas de retorno efetiva dos fundos negociados no mês em questão para o dia d.

de estimar os efeitos das ações esperadas e não esperadas da política monetária, respectivamente. O autor encontra evidências de que as taxas de mercado respondem significativamente e, em uma magnitude maior, às mudanças não esperadas na taxa básica, mas não às aquelas antecipadas. Com relação aos choques de política monetária de natureza não-antecipada, Sims (1992), Edelberg & Marshall (1996), Bagliano & Favero (1998), Evans & Marshall (1998) e Peersman (2002), por exemplo, examinam os efeitos da política monetária em um contexto de modelos VAR. Uma alternativa para a abordagem VAR é usar dados futuros para explicar mudanças inesperadas na política monetária, ver, por exemplo, Kuttner (2001), Faust *et al.* (2004) e Gurkaynak *et al.* (2005). A utilização de modelos VAR incluindo variáveis econômicas é problemática no sentido de que a frequência mais elevada possível, são dados trimestrais. Dados de taxa de juro normalmente respondem a choques com rapidez. Pode ser difícil para extrair, a partir de dados trimestrais, a reação das taxas de juro a um evento ocorrido em um dia específico.

Poole *et al.* (2002) argumentam, entretanto, que a utilização de taxas futuras como proxies levam a um erro de medida do componente não esperado, uma vez que outros choques causam variações nas taxas futuras de mercado, mesmo quando nenhuma mudança na taxa básica de juros ocorra. Ainda, essa metodologia requer que os participantes do mercado estejam cientes de que a autoridade monetária alterou a taxa básica de juros, caso contrário, as taxas futuras não irão refletir a mudança não antecipada.

Hamilton (2008) argumenta que a alteração da taxa básica de juros pode não se tornar conhecida apenas e exatamente no dia em que venha ocorrer. Assim, o autor desenvolve uma generalização das metodologias consideradas por Kuttner (2001) e por Poole *et al.* (2002) para definir o componente não esperado da política monetária americana. Contudo, embora apresente uma metodologia alternativa interessante, seus resultados não diferem significativamente dos encontrados pelos autores anteriores.

Para o caso específico da economia brasileira, o número de estudos é mais restrito. Dentre os quais se destacam Tabak (2003), Tabak (2004), Tabata & Tabak (2004), Sekkel & Alves (2010), Wu (2009), Costa Filho & Rocha (2010), Oliveira & Ramos (2011) e Montes & Bastos (2011).

Avaliando o problema, Tabak (2003, 2004) estima a resposta da estrutura a termo da economia brasileira a mudanças na taxa básica de juros - a taxa Selic Meta - nos dias que as decisões ocorrem. O autor encontra evidências de que os participantes do mercado antecipam, ao menos parcialmente, as ações de política monetária no país. Tabata & Tabak (2004) estudaram as respostas das estruturas a termo às mudanças na taxa de juros Selic-Meta e observaram que a introdução do regime de metas para inflação reduz os efeitos das surpresas de política monetária no país. Sekkel & Alves (2010), por sua vez, analisam os efeitos da política monetária e de outros choques macroeconômicos sobre a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil, tendo como principal resultado o fato de que a estrutura a termo fica menos inclinada com choques de política monetária.

Wu (2009), avaliando a influência do Copom sobre a curva de juros da economia brasileira, observa que as decisões acerca da taxa Selic tem efeito sobre as taxas de juros de mercado, assim como as próprias

expectativas dos agentes quanto às decisões futuras. Costa Filho & Rocha (2010) analisam ainda se a melhor comunicação por parte do Banco Central torna a política monetária mais previsível e concluem que as taxas de juros tendem a aumentar no dia da divulgação da ata, enquanto a volatilidade diminui. Montes & Bastos (2011) investigam a influência da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento da taxa nominal de juros de longo prazo e encontram evidências de que o regime de metas tem cumprido o papel de reduzir incertezas na economia, reduzindo a volatilidade da taxa de juros.

Recentemente, Oliveira & Ramos (2011) procuraram identificar choques não antecipados na política monetária considerando a especificação de Kuttner (2001), bem como avaliar a relação destes choques com a estrutura a termo da taxa de juros da economia brasileira. Seus resultados atestam as conclusões de Tabak (2003) e Tabak (2004) de que o mercado antecipa, em parte, as decisões da autoridade monetária quanto à taxa básica de juros da economia e que choques não antecipados afetam a estrutura a termo da taxa de juros.

3. Taxas de Juros de Contratos DI-futuro e a Regra de Taylor

Na economia brasileira vigora como diretriz de política monetária o regime de metas para a inflação, estabelecido, pelo Decreto 3.088, em 21 de junho de 1999, após a crise cambial de 1998 e, conseqüente, abandono do regime monetário baseado na âncora cambial. O atual regime é estruturado sobre um objetivo claro da autoridade monetária para o longo prazo, quanto à estabilidade de preços, para o qual a taxa de juros de curto prazo passa a ser o principal instrumento de política monetária.

No que tange a condução da política, as decisões do Copom tem como objetivo o cumprimento da meta de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Formalmente, os objetivos do Copom são "implementar a política monetária, definir a meta da Taxa Selic e seu eventual viés, e analisar o Relatório de Inflação. A taxa de juros fixada na reunião do Copom é a meta para a Taxa Selic (taxa média dos financiamentos diários, com lastro em títulos federais, apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia), a qual vigora por todo o período entre reuniões ordinárias do Comitê. As decisões do Copom são baseadas em apresentações e discussões sobre assuntos relacionados à conjuntura econômica atual no que se refere a inflação, nível de atividade, evolução dos agregados monetários, balanço de pagamentos, economia internacional, operações de mercado aberto, entre outros, além das perspectivas de comportamento futuro dos principais agregados econômicos, em especial, do índice de inflação⁴.

A hipótese de racionalidade dos agentes econômicos assegura que o mercado considera as informações disponíveis e, com base nestas, pode fazer suas projeções futuras quanto ao comportamento da economia. Dessa forma, dado o nível de transparência e credibilidade da autoridade monetária na condução de sua política e a relevância da taxa básica de juros que vai ser estabelecida para o mercado, é razoável supor que os agentes econômicos interessados procurem antecipar-se aos movimentos na meta para a Taxa Selic.

⁴Ver Bacen (2011).

Logo, não seria exagero supor que esta antecipação seja baseada em um guia de política monetária que possa estar sendo utilizada pelo Banco Central do Brasil. Partindo desse pressuposto e diante de evidências empíricas baseadas em regras a la Taylor que corroboram a ideia supracitada, o presente trabalho propõe uma investigação na qual o mercado utilize uma regra do tipo Taylor para subsidiar suas decisões que podem sofrer influencia das ações do Copom no que diz respeito à meta Taxa Selic.

Ou seja, supõe-se que o mercado utilize uma função de reação do Banco Central para aumentar seu conjunto de informação sobre o comportamento do Copom. Uma especificação simples, mas bastante intuitiva, que pode ser utilizada é:

$$\xi_t = \beta_0 + \beta_1 \xi_{t-1} + \beta_2 [E(\pi_{t+q}) - \bar{\pi}] + \beta_3 h_t, \quad (3)$$

onde:

ξ_t é a taxa básica de juros em t ;

$E_t(\pi_{t+q})$ é a expectativa de inflação q passos a frente;

$\bar{\pi}$ é a meta para inflação;

h_t é o hiato do produto em t ; e

β 's são parâmetros.

Diante de presença de racionalidade fraca, pode-se dizer que os agentes econômicos não cometem erros sistemáticos, isto é:

$$\xi_t = E[\xi_t] + \eta_t, \quad (4)$$

em que:

$E[\xi_t]$ é a expectativa do mercado para a taxa básica de juros em t , ou o valor antecipado pelo mercado; e

η_t é o erro de previsão, ou a surpresa monetária.

Tal hipótese pode ser verificada empiricamente por meio da seguinte especificação:

$$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E[\xi_t] + \epsilon_t, \quad (5)$$

onde a hipótese nula conjunta testada implica em H_0 : $\delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 1$.

Por meio da equação (4), pode-se obter facilmente a variação na taxa básica de juros como:

$$\xi_t - \xi_{t-1} = E[\xi_t] - E[\xi_{t-1}] + \eta_t - \eta_{t-1}, \quad (6)$$

onde o movimento não esperado pelo mercado pode ser definido como:

$$\tilde{\xi}_t^u = \eta_t - \eta_{t-1}. \quad (7)$$

Considerando a especificação (3) como a função de reação do Banco Central, pode-se substituí-la no lado direito da equação (6) de forma a obter:

$$\Delta\xi_t = \beta_1\Delta\xi_{t-1} + \beta_2\Delta E(\pi_{t+q}) + \beta_3E\Delta h_t + \tilde{\xi}_t^u, \quad (8)$$

onde considera-se a definição na equação (7).

Cabe destacar que devido à dificuldade no cálculo e à data de divulgação do produto real da economia, o mesmo é conhecido posteriormente ao tempo t aqui considerado. Logo, pode-se levar em conta as expectativas para o hiato do produto corrente, considerando o conjunto de informação até t .

Em seguida, pode-se inserir a equação (8) na especificação original de Kuttner (2001), gerando:

$$i_{s,t} - i_{s,t-1} = \alpha_s + \lambda_s[\beta_1\Delta\xi_{t-1} + \beta_2\Delta E(\pi_{t+q}) + \beta_3E\Delta h_t] + \gamma_s\tilde{\xi}_t^u + u_{s,t}. \quad (9)$$

A equação (9) mostra que as mudanças nas taxas de juros futuras dependem das mudanças ocorridas na taxa básica de juros no período anterior, das alterações nas expectativas de inflação e do hiato do produto, além do componente não observado. Entretanto, cabe lembrar que, se o mercado antecipa eficientemente a decisão do Copom, por exemplo, o componente antecipado não deve ser estatisticamente significativo, uma vez que esta informação já estaria inserida nas taxas de juros futuras. Portanto, somente o componente não esperado afetaria as mudanças nas taxas de juros futuras. Tornando, assim, uma questão empírica relevante.

Observa-se, ainda, na equação (9) que o componente antecipado da política monetária equivale à estrutura da regra de política proposta para o Banco Central. Isto se deve à hipótese central deste estudo de que as expectativas de mercado para as mudanças nas taxas de juros se formam com base na regra de política sugerida. A literatura empírica acerca da questão supracitada, até então, assegura que apenas o componente não esperado é estatisticamente significativo, tendo efeitos sobre a variação nas taxas de juros de mercado.

Logo, com base nesta última equação, pode-se testar tal resultado destacado, verificando estatisticamente se:

$$\lambda_s \beta_1 = \lambda_s \beta_2 = \lambda_s \beta_3 = 0 \quad \text{e} \quad \gamma_s \neq 0.$$

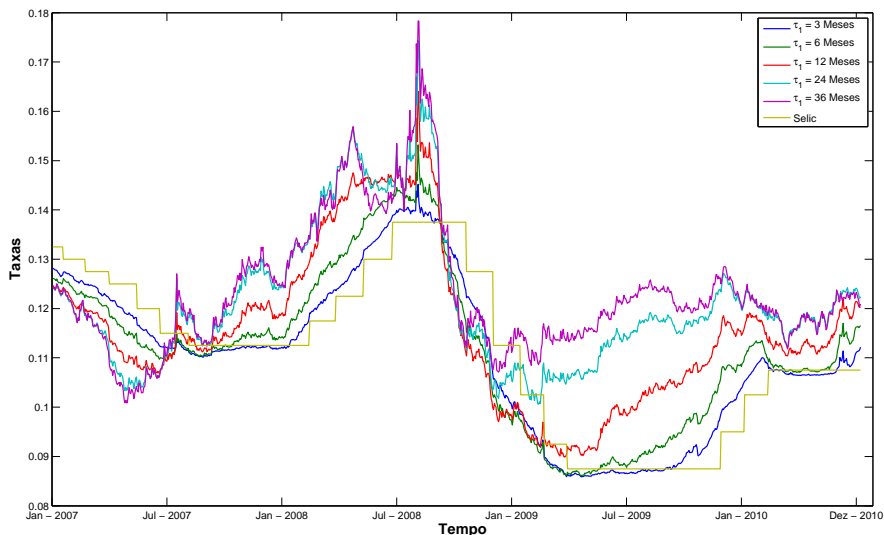
4. Os Dados e os Testes de Racionalidade Fraca

O objetivo deste estudo é verificar os efeitos das ações de política monetária sobre as taxas de juros de mercado. Assim, consideram-se as observações diárias das taxas de juros de contratos *DI-Futuros* negociados na *BM&F*, em preços de fechamento, expressas em taxa efetiva anual com base em 252 dias. A partir das taxas observadas, os dados foram convertidos em maturidades fixas de 03, 06, 12, 24 e 36 meses através de interpolação por cubic-spline, ver Caldeira (2011) para maiores detalhes.

Os contratos de *DI-Futuros* são similares à títulos zero-cupom, exceto pelo fato de que os ajustes de margem são pagos diariamente. Todos os dias, o fluxo de caixa é a diferença entre os preços de ajuste (liquidação) do dia corrente e do dia anterior, corrigido pela taxa do *CDI* do dia anterior. As maturidades consideradas refletem aquelas que apresentaram maior liquidez durante o período observado. A Figura 1 apresenta a evolução das séries de taxas de juros de *DI-futuro* consideradas e da meta para a taxa Selic.

Figura 1: Dinâmica das Taxas de Juros e Selic Meta ao Longo do Tempo

Nota: Esta figura mostra a evolução das taxas ao longo do período de 2007:01-2010:12. São considerados dados diários com maturidades fixas obtidas através do método de cubic-spline. As maturidades empregadas são 3, 6, 12, 24 e 36 Meses.



Com base no Relatório Focus do Banco Central do Brasil, para proxies do consenso de mercado, são

extraídas as medianas das expectativas para a meta taxa Selic, $E[\xi_t]$, das expectativas para a inflação 12 meses à frente, $E[\pi_{t+12}]$, e das expectativas de crescimento do produto total corrente, $E[\Delta PIB_t]$, utilizadas na construção das variáveis explicativas. Como instrumento de política monetária, toma-se a meta para a Taxa Selic, ξ_t . Cabe um comentário sobre o hiato do produto esperado, $E[h_t]$. Este último foi obtido usando o filtro *HP* na série do produto real esperado construído com as expectativas de crescimento do Relatório Focus.

O período analisado vai de janeiro de 2007 a dezembro de 2010, perfazendo um total de 986 observações diárias. Neste período, ocorreram 32 reuniões do Copom, onde o anúncio acerca da decisão se deu após o fechamento do mercado daquele dia. Isso implica que as novas informações repassadas pela autoridade monetária foram assimiladas pelo mercado no dia seguinte ao da reunião.

No que segue, verifica-se a condição de estacionariedade das séries temporais, considerando o teste de raiz unitária de Phillips e Perron (1988). Os resultados reportados na Tabela 1 mostram que ao usar as séries em nível, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, com exceção para a expectativa do hiato. Contudo, todas as séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, adequadas às especificações a serem investigadas empiricamente.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária de Phillips Perron

Nota: Os valores- p são reportados abaixo das estatísticas de teste.

Série	Taxas de Juros					Variáveis Macro				
	3 Meses	6 Meses	12 Meses	24 Meses	36 Meses	Selic Meta	E[Selic Meta]	E[π]	E[ΔPIB_t]	E[h_t]
Nível	-1.22 0,6676	-1.13 0,7070	-1.12 0,7095	-1.44 0,5628	-1.68 0,4430	-1.39 0,5839	-1.32 0,6233	-0.55 0,8789	-1.19 0,6795	-23.55 0,0000
1 ^a -Diff	-34.16 0,0000	-33.24 0,0000	-33.95 0,0000	-33.39 0,0000	-32.56 0,0000	-31.36 0,0000	-29.65 0,0000	-32.45 0,0000	-31.46 0,0000	-76.31 0,0001

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas da base de dados empregada. Para todas as séries utilizadas são reportados a média, mediana, desvio padrão, mínimo, máximo, coeficientes de autocorrelação com defasagens de 01 e 21 dias, assimetria e curtose. Pode-se observar que o conjunto de dados referentes às taxas de juros apresentam algumas características comumente presentes em estruturas a termo de curva de juros, como, por exemplo, a curva de juros em média tem inclinação positiva e a volatilidade é menor nos vértices mais longos. Além disso, a curva de juros é altamente persistente, a autocorrelação de primeira ordem está acima de 0,99 para todas as maturidades consideradas e mesmo com defasagem de um mês os coeficientes de autocorrelação ficam todos acima de 0,83.

Quanto às demais séries utilizadas, observa-se que as estatísticas para a taxa Selic-Meta e expectativa da taxa Selic-Meta são muito próximas, apresentando elevada persistência nos dois casos. Já a média das expectativas de inflação ficou em 0,045, que é o centro da meta de inflação estabelecido pela autoridade

Tabela 2: Estatísticas descritivas da curva de juros

Nota: A Tabela apresenta estatísticas descritivas das taxas de juros diárias para diferentes maturidades e demais variáveis macro utilizadas. As autocorrelações estão com defasagem de um dia e um mês, respectivamente. O período amostral vai de Jan. 2007 até Dez. 2010.

Item	Média	Med.	Desv. Pad.	Min	Max	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(21)$	Assimet.	Curtose
3 Meses	0.1104	0.1115	0.0156	0.0859	0.1450	0.999	0.956	0.041	2.178
6 Meses	0.1119	0.1121	0.0157	0.0861	0.1532	0.999	0.951	0.251	2.505
12 Meses	0.1158	0.1134	0.0155	0.0899	0.1640	0.998	0.929	0.651	2.970
24 Meses	0.1216	0.1182	0.0140	0.1006	0.1744	0.996	0.878	1.092	3.640
36 Meses	0.1236	0.1206	0.0131	0.1009	0.1783	0.994	0.834	1.279	4.675
Selic Meta	0.1113	0.1125	0.0159	0.0875	0.1375	0.997	0.943	-0.084	1.968
E[Selic Meta]	0.1112	0.1125	0.0161	0.0875	0.1425	0.998	0.943	0.046	2.145
E[π]	0.0448	0.0441	0.0059	0.0337	0.0573	0.996	0.903	0.103	2.070
$\Delta E[\pi]$	0.0015	0.000	0.0407	-0.3500	0.2500	-0.034	0.096	-1.784	24.36
E[ΔPIB]	0.0389	0.045	0.0239	-0.0169	0.0810	0.997	0.929	-1.050	3.260
E[h]	0.0000	0.0000	0.0029	-0.0251	0.0304	0.418	0.035	0.774	44.64

monetária e também exibe elevada persistência, assim como a expectativa para crescimento do produto.

Uma questão importante, considerada na terceira seção, foi pressupor expectativas racionais fraca por parte dos agentes econômicos. Assim, torna-se relevante empregar o teste para tal suposição da seguinte maneira:

$$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E[\xi_t] + \epsilon_t, \quad (10)$$

onde:

ξ_t é a meta taxa Selic observada em t; e

$E(\xi_t)$ é a expectativa Focus para a meta taxa Selic.

A hipótese nula conjunta testada é $H_0: \delta_0 = 0$ e $\delta_1 = 1$. Os resultados são apresentados na Tabela 3, onde verifica-se a racionalidade das expectativas em diferentes momentos antes da reunião do Copom, a saber, 01, 15 e 20 dias antes e no dia seguinte à última reunião do Copom. Os resultados sugerem que a hipótese de racionalidade fraca não pode ser rejeitada em nenhum dos casos, uma vez que o teste Wald não permite rejeitar a hipótese nula supracita.

5. Resultados Empíricos

Conforme comentado, uma característica do período considerado neste estudo é a de que o anúncio da autoridade monetária sobre a taxa básica de juros ocorre após o fechamento do mercado. Assim, as novas informações serão inseridas pelo mercado no dia seguinte ao da reunião do Copom.

A título de análise, estima-se, inicialmente, a equação sugerida por Cook & Hahn (1989). A Tabela 4

Tabela 3: **Teste de Racionalidade Fraca**

Nota: Modelos estimados por OLS com correção por Newey-West. Os erros padrão estão reportados abaixo das estatísticas de testes. O termo E_{t+1}^{UR} indica a expectativa para próxima meta Selic um dia após a última divulgação da meta. Teste Wald com valor- p entre colchetes. *, ** e *** denotam significativo a 10%, 5% e a 1%, respectivamente.

	$\hat{\delta}_0$	$\hat{\delta}_1$	\overline{R}^2	Teste de Wald (χ^2)
				$H_0 : \delta_0 = 0, \delta_1 = 1$
$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E_{t-1}[\xi_t] + \varepsilon_t$	0,1189 0,1336	0,9871*** 0,0133	0,9917	0,9727 [0,6149]
$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E_{t-15}[\xi_t] + \varepsilon_t$	0,0032 0,0021	0,9678*** 0,0217	0,9828	2,2896 [0,3183]
$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E_{t-20}[\xi_t] + \varepsilon_t$	0,0047* 0,0026	0,9521*** 0,0270	0,9765	3,2920 [0,1928]
$\xi_t = \delta_0 + \delta_1 E_{t+1}^{UR}[\xi_t] + \varepsilon_t$	0,0057 0,0046	0,9390*** 0,0472	0,9390	1,7066 [0,4260]

Tabela 4: **Respostas das Taxas de Juros DI-Futuro a mudanças na Meta Taxa Selic**

Nota: Modelos estimados por OLS com correção por Newey-West. Os erros padrão estão reportados abaixo das estatísticas de testes. *, ** e *** denotam significância estatística a 10%, 5% e a 1%, respectivamente.

Maturidade	3 Meses	6 Meses	12 Meses	24 Meses	36 Meses
Intercepto	-0,000014 0,0000172	-0,0000068 0,0000222	-0,0000022 0,0000318	-0,00000031 0,000041	-0,0000026 0,0000453
Δ Selic	0,099964*** 0,030452	0,10971*** 0,036369	0,076227** 0,035335	0,022248 0,035195	-0,000484 0,041172

apresenta os resultados desta estimação que mensura a relação entre as mudanças na meta para taxa de juros Selic-Meta e as taxas de juros de mercado (*DI-futuro*) para o período de 04 anos analisado, incluindo 32 reuniões do comitê de política monetária.

Tabela 5: **Respostas das Taxas de Juros DI-Futuro a Mudanças Esperadas e Não Esperadas na Meta da Taxa Selic**

Nota: Modelos estimados pelos autores via OLS com correção por Newey-West. Os erros padrão estão reportados abaixo das estatísticas de testes. *, ** e *** denotam significância estatística a 10%, 5% e a 1%, respectivamente.

Maturidade	3 Meses	6 Meses	12 Meses	24 Meses	36 Meses
Intercepto	-0.000013 0.000017	-0.00000621 0.000022	-0.00000201 0.000032	-0.00000116 0.000041	-0.00000411 0.000046
	Coeficientes				
Antecipado	0.0573* 0.0343	0.0777** 0.0390	0.0671 0.0459	0.0696 0.0518	0.0856 0.0643
Não-Antecipado	0.3004** 0.1341	0.2599 0.1641	0.1192 0.1472	-0.2000 0.1459	-0.4049** 0.1966

Como esperado, em nenhum dos casos a constante α_s foi estatisticamente significativa. Por sua vez, os coeficientes λ_s que descrevem a reação das taxas de juros de mercado às mudanças na meta taxa Selic se mostraram significativos para as taxas de juros de maturidade de 03, 06 e 12 meses. De fato, um aumento de um ponto percentual na taxa Selic meta tende a elevar estas taxas em, aproximadamente, 10, 11 e 8 pontos bases, respectivamente.

Entretanto, para as maturidades mais longas consideradas, de 24 e 36 meses, as respostas às mudanças na meta para taxa Selic não são significativas, resultado que é compatível com aqueles de Kuttner (2001). Uma explicação, sugerida por este último autor, é o possível desconhecimento dos agentes acerca das ações de política monetária, argumento pouco provável para o caso brasileiro em função da transparência da comunicação do Banco Central com o mercado no período analisado. Não obstante, estas reações, relativamente pequenas, dos títulos de menor maturidade podem ser explicadas pelo aumento da capacidade de antecipação, por parte do mercado, das ações da autoridade monetária, uma vez que o Banco Central tem se tornado mais transparente quanto a sua atuação desde a implantação do Sistema de Metas para Inflação na economia brasileira.

Comparando estes resultados com os de outros autores, por exemplo, Tabak (2004), verifica-se uma redução no valor destes coeficientes, indicando justamente o melhor desempenho dos agentes em prever as ações da autoridade monetária ao longo dos últimos anos. Cabe ressaltar que tanto a teoria econômica quanto

as recentes evidências empíricas para países desenvolvidos⁵ sugerem que economias que adotam regime de metas para inflação, com maior credibilidade, incorrem em melhores previsões de mercado sobre taxas de juros futuras e inflação, além da expectativa de inflação e da taxa de juro, ambas de longo prazo, ficarem bem ancoradas.

Posto isto, cabe investigar o argumento de Kuttner (2001). Se o comportamento dos agentes no mercado financeiro for *forward-looking*, as taxas de juros de mercado deveriam responder de forma diferente às ações de política monetária antecipada e não antecipada. Se a mudança na meta da taxa de juros for antecipada, não haverá efeito desta sobre as taxas de mercado, ou seja, somente efeitos não esperados serão significativos.

Neste sentido, torna-se importante definir o componente antecipado. Considera-se, inicialmente, aqui a mediana das expectativas para a meta taxa Selic, de acordo com o Relatório Focus, como uma proxy para o componente esperado. A diferença entre esta variável e a última meta taxa Selic observada é considerada como a mudança esperada pelo mercado; logo, este é definido como o componente esperado pelo mercado. O componente não esperado pode ser então deduzido da variação observada após o Copom definir a meta taxa Selic menos a variação esperada pelo mercado.

Isso é baseado no seguinte argumento: no dia da reunião, durante o período de mercado, a expectativa para a meta taxa Selic é o que se acredita que será a nova meta taxa Selic. Se a meta taxa Selic esperada neste dia for igual à definida pelo Copom, então o mercado antecipou corretamente a ação da autoridade monetária, caso contrário, gera-se uma surpresa no anúncio do novo nível da variável. Logo, a diferença pode ser considerada, grosso modo, como o componente não esperado da política monetária.

Usando esta hipótese simplificadora, faz-se a distinção entre a mudança na taxa básica de juros esperada pelo mercado e a parcela considerada surpresa. No que tange as decisões do Copom para a meta taxa Selic, para o período considerado, 75% foram antecipadas corretamente. Do total das 32 reuniões do Copom ocorridas no período observado, o mercado foi surpreendido em apenas 08 ocasiões.

Definidos, portanto, estes dois componentes, considera-se a equação (2), sugerida por Kuttner (2001), para mensurar as respostas do mercado às ações do Copom. Os resultados são apresentados na Tabela 5, onde, novamente, o termo constante não foi estatisticamente significativo em nenhum dos casos.

Os resultados indicam que as ações de política monetária não esperadas tem impacto positivo sobre as taxas de juros de mercado para a maturidade mais curta e negativo para a maturidade mais longa. Por exemplo, em resposta a uma mudança não antecipada na meta da taxa de juros (Selic-Meta) de 100 pontos base, a taxa de juros para 03 meses varia positivamente 30 pontos base, sendo que o efeito diminui gradualmente à medida que o horizonte se alonga. Na verdade, depois de um aumento inesperado de 100 pontos base na meta da taxa de juros, a taxa para a maturidade de 36 meses reduz em 40 pontos base.

Comparando estes resultados com os apresentados na Tabela 4, verifica-se que as mudanças não esperadas

⁵Ver, por exemplo, Gurkaynak *et al.* (2010) e Beechey *et al.* (2011)

na taxa Selic-Meta têm efeitos maiores sobre as taxas de juros, dado a capacidade de antecipação do mercado às ações da autoridade monetária. Distinguir entre os componentes antecipado e não antecipado, mesmo que de forma simples, parece fazer também bastante diferença para as taxas de juros de longo prazo. Os coeficientes para os vértices de 24 e 36 meses assumem valores negativos, sendo que apenas o coeficiente para 36 é estatisticamente significativo. Em ambos os casos, a intuição por trás do decréscimo no efeito de mudanças na meta da taxa básica sobre as taxas de juros de mercado, à medida que as maturidades crescem, pode estar relacionada ao fato de que mudanças na taxa de juros de curto prazo são vistos como temporárias. Ou que pode ter havido uma subestimação do mercado relativo à queda futura dos juros básicos.

Tabela 6: **Respostas das Taxas de Juros DI-Futuro a Mudanças Esperadas e Não Esperadas na Meta da Taxa Selic, com Expectativas Baseadas na Regra de Política Monetária**

Nota: Modelos estimados pelos autores via OLS com correção por Newey-West. Os erros padrão estão reportados abaixo das estatísticas de testes. *, ** e *** denotam significância estatística a 10%, 5% e a 1%, respectivamente.

Maturidade	3 Meses	6 Meses	12 Meses	24 Meses	36 Meses
Intercepto	-0.0000143 0.0000171	-0.00000852 0.0000221	-0.00000495 0.00000318	-0.00000495 0.0000411	-0.0000083 0.0000462
Coeficientes					
$\Delta Meta_{t-1}$	0,0067 0,0069	0,0034 0,0183	-0,0019 0,0342	-0,0019 0,0467	-0,0109 0,0475
$\Delta E[\pi_t]$	0,0007* 0,0003	0,0011** 0,0005	0,0015** 0,0007	0,0015** 0,0008	0,0015 0,0011
$\Delta E[h_t]$	0,0058 0,0042	0,0033 0,0032	-0,0015 0,0053	-0,0015 0,0068	0,0013 0,0150
Não-Antecipado	0,3769*** 0,1276	0,3638** 0,1615	-0,1076 0,1391	-0,1076 0,1380	-0,2908* 0,1744

Um resultado um tanto quanto contra intuitivo é o fato de o componente antecipado ser significativo para os títulos de 03 e 06 meses, indicando que mesmo as mudanças esperadas têm efeitos sobre a variação nas taxas de juros. Entretanto, como argumenta Wu (2009), isso pode ser decorrente, por exemplo, do fato de que, mesmo com a mudança tendo sido antecipada, informações repassadas pela autoridade monetária, em conjunto com o anúncio da nova meta, podem fazer com que os agentes revisem suas expectativas sobre decisões futuras. Neste caso, pode ser relevante para o mercado a "Nota à Imprensa" divulgada após a Reunião do Copom, onde destaca-se breve informativo ao público, com existência de viés ou não, quantos votos a favor etc..

Para a taxa de juros de maturidade 03 meses, ambos os coeficientes foram significativos, o que indica que

tanto a parcela antecipada quanto a surpresa monetária tiveram efeitos sobre a variação da taxa de juros de mercado para este título. Contudo, o efeito do componente não antecipado tem uma magnitude maior. De fato, um aumento não esperado de um ponto percentual na taxa Selic meta eleva esta taxa em 30 pontos base. Mas, isso somente se considerar nível de significância de 10%, pois a 5% o efeito antecipado perde significância.

Para taxa de maturidade de 06 meses, apenas o componente antecipado é significativo, e o efeito é bastante próximo do encontrado pela equação anterior. Cabe uma ressalva, no entanto, acerca do coeficiente γ_s , relacionado ao componente não antecipado. Relaxando o nível de significância para 12%, por exemplo, este passa a ser significativo, e o efeito da surpresa pode ser lido como um aumento em, praticamente, 26 pontos base na taxa de juros desta maturidade decorrente de um aumento de um ponto percentual não esperado na taxa Selic Meta. Para as taxas de juros de maturidade 12 e 24 meses, ambos os coeficientes não se mostraram significativos.

De acordo com a teoria das expectativas as taxas de juros de longo prazo são uma média das taxas de juros de curto prazo corrente e das taxas de curto prazo esperadas para o futuro mais um prêmio pelo risco que depende da maturidade. Assim, mudanças nas taxas de juros de curto prazo afetam as taxas de juros de longo prazo apenas na medida em que levam à revisão na expectativa em relação às taxas de curto prazo futuras, ou seja, quanto mais persistentes são as mudanças, maior o efeito sobre as expectativas.

No que segue, portanto, avalia-se a equação (9), proposta neste estudo, onde as expectativas de mercado para as mudanças na taxa Selic meta são formadas com base na regra de política em que se supõe estar guiando a autoridade monetária.

Uma comparação com os resultados anteriores mostra similaridade considerável em termos de significância estatística. Entretanto, nota-se um aumento na magnitude dos efeitos do componente não esperado sobre as taxas de juros de mercado.

O que se observa, de modo geral, são resultados bastante próximos do esperado. Os coeficientes relacionados à variação defasada na Meta e à variação do hiato do produto esperado para o período não são significativos em nenhum dos casos. O coeficiente referente à variação nas expectativas de inflação é não significativo somente para os títulos de maturidade de 6 meses, ao nível de 5% de significância. Contudo, nos demais, nota-se pequenos efeitos em geral. Um aumento, por exemplo, de um ponto percentual na expectativa de inflação, tende a provocar uma variação positiva menor do que 0,01 pontos base para os quatro casos significativos a 10%.

O último coeficiente referente à surpresa no anúncio da mudança na meta continua relevante para as taxas de 03 e 06 meses. Uma elevação não esperada de um ponto percentual na meta da taxa Selic, tende a elevar as taxas destes títulos em 37,7 e 36,4 pontos base, respectivamente. Estes resultados são ainda maiores do que aqueles obtidos com a equação (2). Para a maturidade 12 meses, este componente não foi significativo aos níveis usuais. Entretanto, relaxando o nível de significância para 14%, observa-se um aumento de 20,8

pontos base em resposta a um aumento não esperado de um ponto percentual na meta da taxa Selic.

Para os títulos de maturidade 24 meses, o componente não esperado não é significativo. Entretanto, para aqueles de maturidade 36 meses, este se mostra negativo e estatisticamente significativo a 10%, assim como observado nos resultados anteriores, mas com um coeficiente de magnitude menor. Uma elevação não esperada de um ponto percentual na meta para a Taxa Selic tende a provocar uma queda de pouco mais de 29 pontos base nas taxas de juros desses títulos.

Em resumo, o que se observa são resultados coerentes com a hipótese testada. As variáveis consideradas na regra de política tendem a não ser significativas aos níveis tradicionais de 1% ou 5%, ou com efeitos extremamente pequenos, ao explicar a variação das taxas de juros de mercado de diferentes maturidades. Por sua vez, o componente indicando uma mudança não esperada na taxa Selic, mesmo gerado de forma simples, tem efeitos significativos para as taxas de juros de maturidade até um ano, próximos dos resultados encontrados por outros autores, como por exemplo, Wu (2009).

6. Conclusões

A reação do mercado às ações do Banco Central no que tange a política monetária é um tema de destaque na literatura empírica, dada a importância da questão tanto para os agentes econômicos quanto para os formuladores de política econômica. Assim, procura-se neste artigo, verificar os efeitos das decisões de política monetária no Brasil sobre a curva de juros, considerando a hipótese de que os agentes, comportando-se racionalmente, buscam antecipar o comportamento do Copom.

Os resultados indicam, de modo geral, um comportamento bastante coerente do mercado brasileiro em tentar antecipar as ações de política monetária efetuadas pelo Banco Central. Em vista da evolução da política adotada no país, baseada no regime de metas para a inflação, observa-se uma boa capacidade dos agentes em prever as mudanças na meta taxa Selic.

Especificamente, o que se nota é que as ações do Copom que se configuram surpresas monetárias são mais relevantes ao explicar o comportamento das taxas de juros de mercado e, além disso, esses efeitos tendem a serem decrescentes ao longo da curva de juros, e estatisticamente significativos somente para títulos com maturidade até um ano.

Para tanto, observa-se que os resultados são coerentes com a hipótese imposta, onde as variáveis consideradas na regra a la Taylor tendem a não ser significativas a níveis tradicionais, ou com pequenos efeitos, ao explicar a variação das taxas de juros de mercado de diferentes maturidades.

Referências

- BACEN. 2011. *Sistema de Metas para a Inflação*. Tech. rept. Banco Central do Brasil.
- BAGLIANO, F., & FAVERO, C. 1998. Measuring monetary policy with VAR models: An evaluation. *European Economic Review*, **42**(6), 1069–1112.
- BEECHEY, M. J., OHANNSEN, B. K., & L., ANDREW T. 2011. Are Long-Run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area Than in the United States? *American Economic Journal: Macroeconomics*, **3**(2), 104–29.
- CALDEIRA, J. F. 2011. Estimação da Estrutura a Termo da Curva de Juros no Brasil através de Modelos Paramétricos e Não Paramétricos. *Análise Econômica*, **29**(55), 95–122.
- COOK, T., & HAHN, T. 1989. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, **24**(3), 331–351.
- COSTA FILHO, A. E., & ROCHA, F. 2010. Como o mercado de juros futuros reage à comunicação do Banco Central? *Economia Aplicada*, **14**(3), 265–292.
- CRAINE, R., & MARTIN, V. 2004 (Jan.). *Monetary Policy Shocks and Security Market Responses*. Working Papers Series 1. University of California Berkeley.
- EDELBERG, W., & MARSHALL, D. 1996. Monetary policy shocks and long-term interest rates. *Economic Perspectives*, 2–17.
- EVANS, C. L., & MARSHALL, D. A. 1998. Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: Evidence and theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **49**(1), 53–111.
- FAUST, J., SWANSON, E. T., & WRIGHT, J. H. 2004. Identifying VARS based on high frequency futures data. *Journal of Monetary Economics*, **51**(6), 1107–1131.
- GIANNIKOS, C. I., & GUIRGUIS, H. 2007. A Note on the Effect of Expected Changes in Monetary Policy on Long-Term Interest Rates. *Journal of Applied Economics*, **10**(1), 99–114.
- GURKAYNAK, R. S., SACK, B., & SWANSON, E. 2005. The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models. *American Economic Review*, **95**(1), 425–436.
- GURKAYNAK, R. S., LEVIN, A., & SWANSON, E. T. 2010. Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the US, UK and Sweden. *Journal of the European Economic Association*, **8**(1), 1208–1242.
- HALDANE, A., & READ, V. 2000 (Jan.). *Monetary policy surprises and the yield curve*. Bank of England working papers 106. Bank of England.
- HAMILTON, J. D. 2008. Assessing monetary policy effects using daily federal funds futures contracts. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 377–394.
- HARDY, D. C. 1998. Anticipation and surprises in central bank interest rate policy. *International Monetary Fund Staff Papers*, **45**(4), 647–671.
- KUTTNER, K. N. 2001. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, **47**(3), 523–544.
- MONTES, G. C., & BASTOS, J. C. A. 2011. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. *Economia Aplicada*, **15**(3), 391–415.

- OLIVEIRA, F. N., & RAMOS, L. 2011 (Apr.). *Choques não Antecipados de Política Monetária e a Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil*. Working Papers Series 238. Central Bank of Brazil, Research Department.
- PEERSMAN, G. 2002. Monetary policy and long term interest rates in Germany. *Economics Letters*, **77**(2), 271–277.
- POOLE, W., H., RASCHE R., , & THORNTON, D. L. 2002. Market anticipations of monetary policy actions. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 65–94.
- ROLEY, V., & GORDON, H. JR. 1995. Monetary policy actions and long-term interest rates. *Economic Review*, 73–89.
- SEKKEL, R. M., & ALVES, D. C. O. 2010. The economic determinants of the Brazilian nominal term structure of interest rates. *Applied Economics*, **42**(1), 1–10.
- SIMS, C. A. 1992. Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy. *European Economic Review*, **36**(5), 975–1000.
- TABAK, B. M. 2003 (Feb.). *Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates*. Working Papers Series 70. Central Bank of Brazil, Research Department.
- TABAK, B. M. 2004. A note on the effects of monetary policy surprises on the Brazilian term structure of interest rates. *Journal of Policy Modeling*, **26**(3), 283–287.
- TABATA, A., & TABAK, B. M. 2004. Testando o Conteúdo Informacional das Decisões de Política Monetária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **34**(2), 207–250.
- WU, T. 2009 (Jan.). *A Relação entre Política Monetária e a Curva de Juros: Evidência empírica da experiência brasileira entre 2004 e 2008*. Textos para Discussão 14. Instituto de Estudos de Política Econômica Casa das Garças.