

## Surpresas na política monetária e a estrutura a termo da taxa de juros brasileira\*

Benjamin Miranda Tabak<sup>§</sup>  
Alícia Tabata<sup>‡</sup>

### RESUMO

Este artigo avalia empiricamente os efeitos de surpresas na política monetária sobre a curva de juros, testando os impactos de decisões do COPOM (Comitê de Política Monetária) sobre a curva de juros (taxas Swaps Pré-DI para vencimentos de 1, 2, 3, 6 e 12 meses). Os resultados mostram que a introdução do regime de metas para inflação reduziu os efeitos de surpresas de política monetária sobre a curva de juros e que os agentes antecipam, ao menos parcialmente, as decisões de política monetária. Maior transparência na condução da política monetária e a flexibilização do câmbio (que é mais um canal através do qual os efeitos de política monetária podem ser sentidos) são usados para explicar os resultados obtidos.

**Palavras-chave:** conteúdo informacional, pronunciamentos, taxa de juros, política monetária.

### ABSTRACT

This paper empirically assesses the monetary policy's surprise effect over the interest rate curve, testing the impacts of COPOM's (monetary policy Committee) decisions over the interest rates curve (Swaps rates with maturity to 1, 2, 3, 6 and 12 months). The results show that the introduction of the inflation targeting regime reduced the monetary policy's surprise effect over the interest rate curve and that the agents foresee, at least partially, the monetary policy's decisions. A greater transparency in the monetary policy conduction and the adoption of the floating exchange rate regime are used to explain the results obtained.

**Key words:** information content, pronouncements, interest rates, monetary policy.

**JEL classification:** E4, G1.

\* As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

§ Banco Central do Brasil, SBS, Quadra 3, Bloco B, Ed. Sede, 9º andar, 70074-900 – Brasília – DF – Brasil, benjamin.tabak@bcb.gov.br

‡ Banco do Brasil e Mestrado em Gestão Econômica de Negócios da Universidade de Brasília.

Recebido em janeiro de 2003. Aceito em julho de 2004.

## 1 Introdução

Neste artigo, a influência da política monetária na estrutura a termo de taxa de juros é examinada estimando os efeitos de mudanças na meta para a taxa de juros de curto prazo do Comitê de Política Monetária Brasileira (COPOM).

Existe uma vasta literatura empírica examinando este assunto para a taxa *Fed Funds*, como Balduzzi *et al.* (1997, 1998), Bernanke e Blinder (1992), Cook e Hahn (1989), Reinhart e Simmin (1997) e Rolley e Sellon (1995, 1998a, 1998b). Além destes, Buttiglione *et al.* (1996), Dale (1993), Haldane e Read (2000) e Hardy (1996) analisam a reação do mercado a mudanças na taxa de juros oficiais para diversos países, como Reino Unido e Alemanha.

É desconhecida a existência de estudos anteriores que focaram os efeitos de mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM na estrutura a termo de taxas de juros para o Mercado brasileiro. Todavia, o estudo da resposta de taxas de juros de Mercado a mudanças na meta para as taxas de juros pode oferecer uma maior compreensão dos canais de transmissão de políticas monetárias, uma vez que choques na taxa de juros oficial deveriam ser capazes de mudar todo o espectro de taxas de juros de mercado tanto de curto como de longo prazo.

Cook e Hahn (1989) foram pioneiros nesta literatura. Eles encontraram evidência de resposta intensa das taxas de juros de mercado de curto prazo e resposta fraca das de longo prazo a mudanças na taxa *Fed Funds* para a década de 1970.

Rolley e Sellon (1995), usando uma técnica de amostragem diferente, encontraram evidência sugerindo que as taxas de longo prazo antecipam mudanças na política, bem à frente das ações de política monetária, o que poderia explicar os resultados achados em Cook e Hahn (1989).

Rolley e Sellon (1998a) estimam estatisticamente respostas significantes das taxas de juros de longo prazo. Além disso, Rolley e Sellon (1998b) examinam como retornos de seguro do Tesouro, preços de ações e taxas futuras do *federal funds* respondem em dias de reunião do FOMC (*Federal Open Market Committee*) quando ações políticas esperadas não ocorrem. Eles encontraram evidência apoiando a existência de efeitos de não-pronunciamento.

Outros estudos focaram o impacto de surpresas de políticas monetárias em outros mercados. Um exemplo interessante é Thorbecke e Alami (1994), que encontraram evidência

de efeitos significantes nos preços de ações por causa de mudanças nas metas para o *federal funds*.

Um artigo de pesquisa interessante é o de Haldane e Read (2000), que estuda a resposta da curva de retorno a surpresas na política monetária para o Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha e Itália. Eles encontraram evidência de que a introdução de um regime de metas de inflação teve um efeito amortecedor significativo sob surpresas na curva de retornos para prazos mais curtos.

Este artigo busca determinar se existem surpresas significantes nas políticas monetárias por meio do estudo da relação entre mudanças na meta para a taxa de juros e da taxa de juros de mercado. Testa-se, ainda, se a introdução de um câmbio flutuante e um regime de metas de inflação tem apresentado algum impacto sob estas surpresas nas taxas de juros na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras.

A economia brasileira sofreu mudanças significativas na década de 1990. A primeira quebra estrutural importante foi o plano de estabilização Real, que obteve êxito em combater uma inflação mensal de dois dígitos em meados dos anos de 1990. No começo de 1999, as autoridades da economia monetária adotaram uma estrutura de metas de inflação (IT – *inflation targeting*) para a política monetária e abandonaram a política de paridade cambial. O principal objetivo deste artigo é estudar as implicações destas mudanças na política monetária sob surpresas nas taxas de juros domésticas.

A evidência empírica sugere que a adoção da estrutura de metas de inflação com uma taxa de câmbio flutuante tem apresentado um efeito amortecedor das surpresas nas taxas de juros na estrutura a termo, o que pode ser explicado por uma maior transparência na conduta da política monetária após a adoção do IT.

O artigo está estruturado da seguinte maneira. Na segunda seção apresenta-se a metodologia que será usada no artigo. A seção 3 mostra as respostas da estrutura a termo das taxas de juros brasileiras a mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM. Na quarta seção apresenta-se evidência de resposta dos *spreads* da estrutura a termo. A seção 5 conclui o artigo.

## 2 Dados e metodologia

Nesta seção explora-se a metodologia e os dados utilizados neste estudo. Mostra-se explicitamente como a estrutura a termo de taxas de juros foi construída a partir de instrumentos financeiros diferentes. Além disso, delinea-se a metodologia que será utilizada no restante do artigo.

### 2.1 Os dados

As datas das reuniões do COPOM e suas respectivas metas para taxa SELIC foram obtidas no *website* do Banco Central.<sup>1</sup> No período de 1 de Julho de 1996 a 4 de março de 1999 o COPOM fixava a TBC, e a partir de 5 de março de 1999, com a extinção desta, passou a divulgar a meta para a taxa SELIC para fins de política monetária.

Os principais dados utilizados no artigo consistem de taxas de juros de *swap* Pré – DI, registrados na BM&F com maturidades de 1, 2, 3, 6 e 12 meses, que foram coletados do provedor de informações Bloomberg. As taxas mais longas de 24 e 36 meses possuem problemas de liquidez e não foram utilizadas.

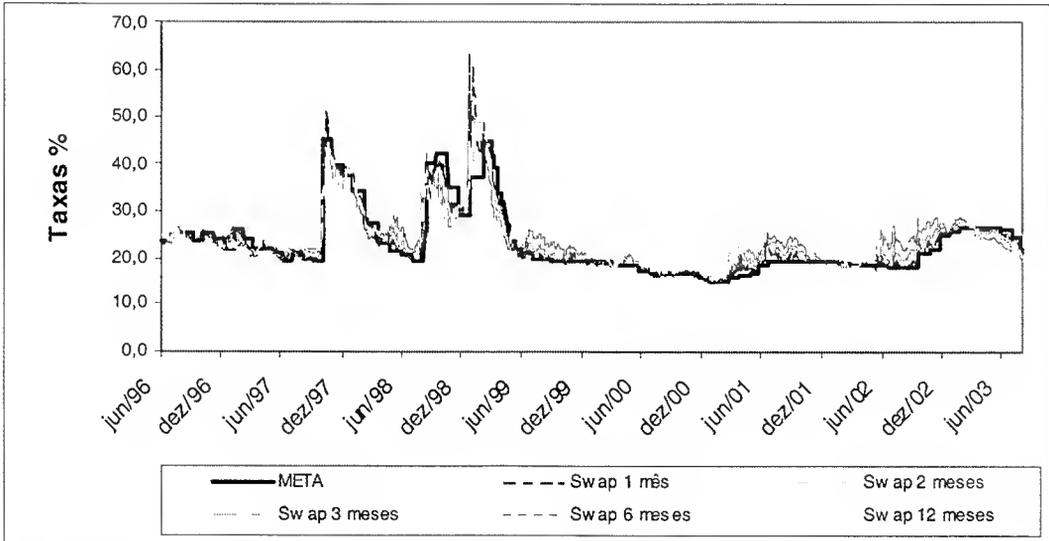
Na Figura 1 são apresentadas a evolução da meta da taxa SELIC e as séries das taxas de juros de *swap*.

O primeiro pico refere-se à crise asiática; após um ano ocorreu a crise russa. Em janeiro de 1999, a desvalorização cambial e o nervosismo que se espalhou no mercado fizeram com que o governo se visse forçado a aumentar a taxa de juros, a fim de evitar a fuga de capitais. Com a implantação do câmbio flutuante e o regime de metas para a inflação verificou-se a mudança do comportamento das taxas de juros em relação às crises argentina, ocorrida no segundo semestre de 2001, e eleitoral, em outubro de 2002.

---

1 *Website* oficial do Banco Central do Brasil: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

**Figura 1**  
**Meta da Taxa SELIC e as Taxas de Juros de Swap Pré – DI**



Fonte: Banco Central do Brasil e Bloomberg.

## 2.2 A hipótese das expectativas

A influência de mudanças na meta da taxa oficial de juros sob as taxas de juros de Mercado pode ser explicada pela Hipótese de Expectativas. De acordo com a Hipótese de Expectativa da estrutura a termo, a taxa de longo prazo de um título está relacionada à taxa de curto prazo e às taxas de curto prazo esperadas. A relação entre taxas de um ou dois períodos é dada por:

$$R_t = \frac{1}{2}(r_t + E_t r_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $R_t$  é uma taxa de dois períodos e  $r_t$  é a taxa de um período,  $E_t$  é o operador de expectativa sujeito à informação disponível no instante  $t$ , e  $\varepsilon_t$  é um prêmio. Em geral, caso se tenha uma taxa para um período e uma taxa de longo prazo para  $n$  períodos, então:

$$R_t = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} \right) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Assim, a Hipótese de Expectativa afirma que as taxas de longo prazo são uma média das taxas de curto prazo correntes e de taxas futuras de curto prazo esperadas mais um termo de prêmio de risco.

A Política Monetária afeta as taxas de longo prazo, uma vez que ela influencia as taxas de curto prazo correntes e esperadas. Ademais, a resposta das taxas de juros de longo prazo a mudanças na meta para a taxa de juros do COPOM deveria depender das mudanças persistentes esperadas para as metas.

A Teoria da Expectativa da estrutura a termo é testada, em geral, assumindo que as expectativas sejam racionais. Nesse caso,

$$E_t r_{t+1} = r_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (3)$$

onde  $\eta_{t+1}$  é uma média zero, iid erro de ruído branco.

Pode-se reorganizar a equação (2) como:<sup>2</sup>

$$\frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n (r_{t+i} + \eta_{t+i}) \right) = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n r_{t+i} \right) = R_t - \varepsilon_t - \varpi_t \quad (4)$$

e subtraindo  $r_t$  dos dois lados resulta em:

$$\frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) - r_t = \alpha + \beta (R_t - r_t) - \varpi_t \quad (5)$$

onde usa-se  $\alpha = -\varepsilon_t$  como uma constante.

A equação (5) pode ser estimada e deve-se esperar, se a Hipótese de Expectativa se mantiver, que a inclinação seja igual a um. Além disso, se há um prêmio por risco por serem títulos de vencimento mais distantes, então o intercepto pode ser estatisticamente significativo, no entanto, independente do tempo.

---

2 onde  $\varpi_t = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n \eta_{t+i} \right)$ .

A finalidade deste artigo não é realizar um teste direto de Hipótese de Expectativa, mas sim testar se as taxas de juros de Mercado para diferentes maturidades têm respostas significativas a mudanças na taxa de juros.<sup>3</sup> Mesmo se a Hipótese de Expectativa se mantiver, pode ser que as taxas de juros de longo prazo não respondam, uma vez que os agentes podem gerar expectativas de que as ações de política monetária têm pouca probabilidade de persistirem na mesma direção por períodos prolongados de tempo.

### 2.3 Testando a presença de surpresas nas taxas de juros

A partir da Hipótese de Expectativa tem-se que as taxas de juros de longo prazo podem ser interpretadas como um acúmulo de taxas de juros esperadas de curto prazo. Em geral, as taxas de juros de longo prazo afetam as decisões de demanda agregada. Porém, autoridades monetárias decidem a meta para as taxas de juros de curto prazo e estas decisões deveriam afetar as taxas de juros de longo prazo, já que se mudam as expectativas para o caminho futuro das taxas de juros de curto prazo.

O principal objetivo deste artigo é testar quais são os efeitos das mudanças nas taxas de juros de curto prazo, especificamente os efeitos de mudanças nas metas para as taxas de juros de curto prazo, que são usadas como um instrumento para alcançar estabilidade nos preços e expectativas de inflação mais baixas.

Este artigo segue a mesma linha de Cook e Hahn (1989), que examinaram a resposta de um dia de taxas de títulos a mudanças na meta para a taxa de *Fed Funds* usando a regressão a seguir:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $\Delta R_t$  representa as mudanças na taxa de juros de Mercado e  $\Delta \text{Target}_t$  representa as mudanças na meta para taxa de *Fed Funds*. O parâmetro  $\beta$  mensura a surpresa média na taxa de juros para qualquer maturidade. Se as mudanças na taxa de juros oficial fossem completamente antecipadas, este coeficiente deveria ser igual a zero.

O teste realizado neste artigo procura verificar se a estrutura a termo das taxas de juros responde a mudanças nas metas para a taxa de juros e até que ponto isso é verificado no caso brasileiro. Além disso, a introdução do regime de metas de inflação poderia ter im-

<sup>3</sup> Tabak e Andrade (2001) demonstraram que a abordagem padrão tende a levar à aceitação da HE mais expectativas racionais para as taxas de juros de 2, 3 e 6 meses, mas não para a taxa de juros de 12 meses. Porém, ao utilizar uma abordagem de erro-ortogonalidade, houve uma rejeição incisiva do HE mais expectativas racionais para todas as maturidades.

pactos significativos no modo como as surpresas nas taxas de juros afetam a estrutura a termo, e por isso este tema é também abordado no estudo.

Outro assunto interessante explorado neste artigo é a verificação de que mudanças nas metas para as taxas de juros provocam respostas significativas nos *spreads* da estrutura a termo. Testa-se se mudanças na meta influenciam o *spread* entre as taxas de juros de longo prazo ( $R_t$ ) e curto prazo ( $r_t$ ) por meio da expressão (7)

$$\Delta(R_t - r_t) = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t \quad (7)$$

Nas próximas seções realizam-se estes testes e apresentam-se algumas interpretações dos resultados obtidos.

### 3 Mensurando a resposta da estrutura a termo a políticas monetárias

Estima-se a resposta das taxas de juros a mudanças na meta para a taxa de juros com a regressão

$$\Delta r_{i,t} = \alpha + \beta \Delta \text{Target}_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde  $r_{i,t}$  representa a taxa de juros de maturidade  $i$  no instante  $t$ .

#### 3.1 Políticas monetárias ativas

A resposta de um dia das taxas de juros a mudanças na meta é apresentada na Tabela 1. A amostra contém 55 mudanças na meta de 26 de junho de 1996 a 20 de agosto de 2003. As reuniões em que o COPOM decidiu não mudar a meta foram excluídas da análise. Os erros padrões são robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação, uma vez que foram corrigidos usando o procedimento de Newey e West (1987).<sup>4</sup>

Os coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  de todas as maturidades até 12 meses são apresentadas na segunda e terceira colunas da Tabela 1. A resposta das taxas de juros não é significativa em todos os casos, exceto para a maturidade de 1 mês, o que pode ser percebido ao comparar os coeficientes estimados com os seus erros padrões.

4 Esta correção é necessária porque as estatísticas Durbin-Watson (DW) indicam que pode haver autocorrelação nos resíduos destas regressões.

**Tabela 1**  
**Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta**

Maturidade	Intercepto	Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
1 mês	0,0015 (0,0010)	0,1884 *** (0,1100)	36,93%	0,0088	2,3844
2 meses	0,0013 (0,0010)	0,1301 (0,0976)	20,61%	0,0090	2,1801
3 meses	0,0002 (0,0010)	0,0639 (0,0749)	5,33%	0,0085	2,3588
6 meses	0,0007 (0,0009)	0,0260 (0,0589)	-0,53%	0,0082	2,3899
12 meses	0,0004 (0,0009)	-0,0056 (0,0482)	-1,81%	0,0077	2,2332

\*\*\* Significante a 10%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

A amostra contém 55 mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Este resultado está de acordo com os encontrados por Cook e Hahn (1989) para o Mercado de Ações dos Estados Unidos, que encontrou evidência de que os participantes de mercado da década de 1980 foram capazes de antecipar ações de política monetária (contrastando com a década e 1970 quando surpresas nas taxas de juros eram mais marcantes).

### 3.2 Inatividade e ações na política monetária

Nesta subsecção testa-se se os resultados obtidos previamente continuam inalterados ao se incluir os períodos em que a meta de taxa de juros permaneceu inalterada. Faz-se isto usando uma amostra maior com 94 observações, a partir de 26 de junho de 1996 a 20 de agosto de 2003, contendo 65 mudanças na meta, sendo as 29 restantes com a meta mantida inalterada. A idéia é testar se existe conteúdo informacional em decisões de manter a meta para taxa de juros inalterada.

Os resultados são apresentados na Tabela 2 e são semelhantes aos encontrados na Tabela 1. O poder preditivo das regressões obteve um pequeno acréscimo para a resposta de um mês, mas diminuiu para as outras maturidades. Os erros padrões são imensos quando comparados aos coeficientes estimados, que levam à conclusão que tanto o intercepto quanto a inclinação não são estatisticamente diferentes de zero.

**Tabela 2**  
**Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta**

Maturidade	Intercepto	Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
1 mês	0,0010 (0,0007)	0,1882 *** (0,1088)	34,96%	1,0071	2,4441
2 meses	0,0007 (0,0007)	0,1299 (0,0966)	17,40%	0,0077	2,4125
3 meses	0,0000 (0,0006)	0,0639 (0,0739)	4,21%	0,0076	2,5074
6 meses	0,0006 (0,0006)	0,0259 (0,0583)	0,00%	0,0070	2,5202
12 meses	0,0006 (0,0006)	-0,0055 (0,0476)	-1,03%	0,0068	2,3774

\*\*\* Significante a 10%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Os resultados apresentados até agora parecem indicar que a política monetária não afeta a estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. Isso leva à conclusão de que as ações do COPOM estão sendo antecipadas, exceto para o vencimento de 1 mês.

Isto poderia ser examinado mais adiante por meio de uma análise da relação entre mudanças na estrutura a termo e mudanças futuras na meta. Os resultados encontrados previamente podem ser creditados ao fato de que as taxas de juros deveriam responder a surpresas na política monetária mas não a mudanças antecipadas.

A Tabela 3 apresenta os resultados para a regressão das mudanças na estrutura a termo em razão de mudanças futuras na meta para a taxa de juros. Como se pode observar, regressões para mudanças nas taxas de juros de Mercado um dia antes da reunião do COPOM não são significantes para os vencimentos de 2, 3 e 6 meses, mas ao se testar para uma antecipação de 2 dias para todas as maturidades, chega-se a respostas significantes, e para 5 dias de antecipação, há resposta da taxa de juros, exceto o vencimento de 1 mês, o que leva à conclusão que as decisões do COPOM são, de fato, parcialmente antecipadas pelos participantes do mercado.

No entanto, a inclinação é significativamente diferente de um, o que pode denotar que embora as mudanças na meta para as taxas de juros estejam sendo antecipadas, elas podem não estar sendo totalmente antecipadas. Testes Wald realizados para estes coeficientes rejeitam a hipótese nula de resposta igual a um para todas as maturidades.

**Tabela 3**  
**Movimentações nas Taxas de Juros para Maturidades Diferentes**  
**Antes das Reuniões do COPOM**

Maturidade	Um dia antes		Dois dias antes		Cinco dias antes	
	Intercepto	Resposta	Intercepto	Resposta	Intercepto	Resposta
1 mês	0,0006 (0,0010)	0,1496 *** (0,0755)	-0,0019 (0,0025)	0,2715 * (0,0908)	0,0000 (0,0021)	0,3025 (0,1956)
2 meses	0,0001 (0,0008)	0,1051 (0,0767)	-0,0015 (0,0021)	0,2089 ** (0,0939)	-0,0003 (0,0018)	0,3070 *** (0,1845)
3 meses	-0,0001 (0,0008)	0,0673 (0,0473)	-0,0021 (0,0019)	0,2063 ** (0,0879)	-0,0002 (0,0017)	0,3382 *** (0,1810)
6 meses	0,0000 (0,0006)	0,0577 (0,0372)	-0,0014 (0,0014)	0,1898 * (0,0652)	0,0001 (0,0015)	0,3620 ** (0,1452)
12 meses	-0,0003 (0,0006)	0,0390 ** (0,0155)	-0,0014 (0,0013)	0,1671 * (0,0455)	-0,0002 (0,0015)	0,3323 * (0,1067)

\*, \*\* e \*\*\* representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

### 3.3 A introdução do regime de metas de inflação e do regime de câmbio flutuante

Um problema com os testes realizados até agora é que a política monetária sofreu uma mudança significativa em 1999 com a introdução de uma taxa de câmbio flutuante (após muitos anos com um regime de minibandas cambiais) e um regime de metas de inflação.

Adicionou-se uma variável *dummy* para a mudança no regime da taxa de câmbio, atribuindo um valor igual a zero para o período anterior a janeiro 1999 e um valor igual a um para o período posterior. A regressão estimada é dada por:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta_1 \Delta Target_t + \beta_2 Dummy \Delta Target_t \quad (9)$$

Neste caso,  $\beta_2$  mede o efeito da introdução do regime de câmbio flutuante e do regime de metas de inflação. Na Tabela 4a apresentam-se os resultados.

**Tabela 4a**  
**Resposta de um Dia das Taxas de Juros a Mudanças na Meta**

Maturidade	Intercepto	Resposta	IT Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
1 mês	0,0009 (0,0006)	0,3080 * (0,0678)	-0,2882 * (0,0685)	54,97%	0,0059	2,2523
2 meses	0,0005 (0,0007)	0,2436 * (0,0426)	-0,2734 * (0,0546)	36,57%	0,0067	2,2867
3 meses	0,0000 (0,0006)	0,1597 * (0,0167)	-0,2304 * (0,0420)	20,06%	0,0069	2,3667
6 meses	0,0005 (0,0006)	0,1008 * (0,0095)	-0,1802 * (0,0442)	11,60%	0,0065	2,3597
12 meses	0,0005 (0,0006)	0,0525 * (0,0095)	-0,1395 * (0,0475)	6,04%	0,0065	2,2730

\* Significante a 1%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Os resultados mostrados na Tabela 4a estão de acordo com os encontrados por Haldrup e Read (2000). A introdução de uma taxa de câmbio flutuante e de um regime de metas de inflação teve um efeito amortecedor sob surpresas nas taxas de juros no Brasil. Houve, ainda, um aumento enorme do poder explicativo.<sup>5</sup>

**Tabela 4b**  
**Testes de Wald (  $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 0$  )**

Maturity	Estatística - $\chi^2$	Valor-p
1 mês	0,6343	0,4258
2 meses	0,5698	0,4503
3 meses	3,2546	0,0712
6 meses	3,5700	0,0588
12 meses	3,8243	0,0505

<sup>5</sup> É importante lembrar que como houve uma mudança no instrumento utilizado como Meta para as taxas de juros seria de se esperar que esse resultado fosse obtido. Contudo, o sinal da *dummy* de interação sugere que o impacto foi de reduzir o efeito das surpresas sobre a curva de juros.

Também realizaram-se testes de Wald para a restrição conjunta aos dois coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2=0$ . Se houver um efeito significativo do regime de IT, então a soma destes coeficientes deveria ser estatisticamente diferente de zero. Como se pode observar na Tabela 4 b, isto parece ser o caso para todas as maturidades, exceto para taxa de juros de um mês e dois meses, ao considerar o nível de significância de 10%.

Pode-se concluir que as regressões anteriores continham erro de especificação. Em média, a surpresa na taxa de juros é significativa para toda a amostra. Adicionalmente, a resposta da taxa de juros decresce com o aumento da maturidade, como esperado.

Este efeito amortecedor encontrado no presente artigo pode ser dado por duas razões. A primeira está relacionada a uma maior transparência que está associada à estrutura do regime de IT. Outra razão é que sob um regime de taxa de câmbio fixa, todas as decisões da reunião do COPOM devem ser refletidas nas taxas de juros, uma vez que o impacto na taxa de câmbio estava bloqueado, enquanto que com um regime de taxa de câmbio flutuante, a taxa de câmbio pode absorver um pouco das surpresas, podendo, assim, reduzir o impacto sobre a taxa de juros.

#### 4 Mensurando a resposta dos *spreads* da estrutura a termo à política monetária

Nesta seção testou-se como a inclinação da estrutura a termo respondia a mudanças na meta. Estimou-se a seguinte regressão

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t \quad (10)$$

onde R são as taxas de longo prazo e r são as taxas de curto prazo.

A Tabela 5 apresenta as respostas de um dia da inclinação da curva de retorno respondendo a mudanças na meta, onde 2m-1m é o *spread* entre as taxas de dois e um meses, usando somente as mudanças efetivas na meta.

**Tabela 5**  
**Resposta de um Dia dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta**

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
2m - 1m	-0,0002 (0,0004)	-0,0583 * (0,0179)	33,21%	0,0030	1,6742
3m - 1m	-0,0014 *** (0,0008)	-0,1245 * (0,0419)	49,45%	0,0045	1,5511
6m - 1m	-0,0009 (0,0009)	-0,1625 * (0,0586)	51,75%	0,0057	1,8454
12m - 1m	-0,0011 (0,0010)	-0,1940 * (0,0690)	56,33%	0,0062	1,6095

\*, \*\* e \*\*\* representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 55 mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Tanto a resposta do *spread* quanto o poder explicativo aumentam com o aumento da maturidade. Os sinais esperados dos coeficientes estão corretos, e a interpretação pode ser que as mudanças na meta para a taxa de juros podem não implicar mudança contínua no futuro; em tal caso, as taxas de longo prazo aumentariam também.

Na Tabela 6 mostra-se a evidência usando a amostra toda, incluindo os períodos de inatividade (permanência da meta inalterada). Um fato interessante a destacar é que embora o poder explicativo tenha diminuído um pouco, as respostas a mudanças na meta para a taxa de juros são quase as mesmas para todos os casos.

**Tabela 6**  
**Resposta de um Dia dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta**

$$\Delta(R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
2m - 1m	-0,0003 (0,0003)	-0,0583 * (0,0175)	26,54%	0,0027	1,9775
3m - 1m	-0,0010 (0,0005)	-0,1244 * (0,0419)	41,90%	0,0040	1,5180
6m - 1m	-0,0004 (0,0006)	-0,1623 * (0,0581)	48,57%	0,0046	1,7098
12m - 1m	-0,0004 (0,0007)	-0,1638 * (0,0691)	52,57%	0,0051	1,5154

\* Significante a 1%.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

Um último teste foi realizado usando uma resposta de dois dias a mudanças na meta. Os resultados mostram-se coerentes com os encontrados na seção anterior. Existe algum grau de antecipação das ações de política monetária pelos participantes do mercado.

**Tabela 7**  
**Resposta de Dois Dias dos Spreads da Estrutura a Termo a Mudanças na Meta**

$$\Delta (R_{i,t} - r_{i,t}) = \alpha + \beta \Delta Target_t$$

Spread	Intercepto	Resposta	R <sup>2</sup>	SE	DW
2m - 1m	0,0004 (0,0006)	-0,0626 * (0,0096)	9,70%	0,0051	1,3342
3m - 1m	-0,0001 (0,0006)	-0,0651 * (0,0113)	8,11%	0,0057	1,5885
6m - 1m	0,0005 (0,0012)	-0,0816 * (0,0305)	3,61%	0,0103	1,4623
12m - 1m	0,0005 (0,0014)	-0,1043 ** (0,0507)	5,63%	0,0109	1,3969

\*, \*\* e \*\*\* representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Erros padrões de Newey-West (1987) são dados em parênteses.

As amostras contêm 94 meses de mudanças e ausência de mudanças na meta de 26/06/1996 a 20/08/2003.

A evidência até este ponto mostra que mudanças na meta para a taxa de juro de curto prazo podem ser previstas e são incorporadas às taxas de juros de Mercado antes das reuniões do COPOM, ao menos parcialmente.

## 5 Conclusões

Os resultados encontrados neste artigo parecem indicar que a estrutura a termo não responde a ações de política monetária, mensurada por mudanças nas metas para as taxas de juros. Estes resultados são robustos usando duas amostras distintas, uma incluindo somente mudanças efetivas e outra contendo os períodos em que a Meta permaneceu inalterada.

No entanto, assumindo que a meta para a taxa de juros deveria, de fato, influenciar a taxa de juros para diferentes maturidades, realizaram-se testes com o intuito de verificar

se mudanças na meta influenciariam a curva de juros. Os resultados foram conclusivos para abordagens com amostragem diferentes. Existe um certo grau de antecipação de ações de política monetária pelos participantes do Mercado.

Mais dois tipos de teste foram realizados. Em primeiro lugar, testou-se se os *spreads* da taxa de juros respondiam a mudanças na meta para as taxas de juros e a conclusão foi positiva, apesar de não ser em uma relação um a um.

Sugere-se pesquisa adicional acerca do tema. A primeira seria a realização destes testes com uma maior frequência para verificar se a estrutura a termo responde diferentemente em posições diferentes do ciclo de negócios. Outra sugestão seria a utilização de taxas de juros de contratos futuros para extrair as expectativas do mercado sobre mudanças na meta para as taxas de juros e realizar as regressões usando ações de política monetária antecipadas e não antecipadas.

Finalmente, uma metodologia alternativa que poderia ser empregada seria decompor as mudanças na taxa oficial em seus componentes antecipados e não antecipados, e então estimar a resposta da estrutura a termo a mudanças políticas não antecipadas.

## Referências

- Balduzzi, Pierluigi; Bertola, Giuseppe; Foresi, Silverio. A model of target changes and the term structure of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 39, p. 223-49, 1997.
- Balduzzi, Pierluigi; Bertola, Giuseppe; Foresi, Silverio; Klapper, Leora. Interest rate targeting and the dynamics of short-term rates. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, p. 26-50, 1998.
- Bernanke, Ben S.; Blinder, Alan S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82, p. 901-21, 1992.
- Buttiglione, L.; Giovane, P. Del; Tristani, O. *Monetary policy actions and the term structure of interest rates: a cross-country analysis*. Banca d'Italia, 1996. Mimeografado.
- Cook, T.; Hahn, T. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24, p. 331-51, 1989.
- Dale, S. The effect of changes in official UK rates on market interest rates since 1987. *The Manchester School*, v. LXI, p. 76-94, 1993.

- Haldane, A. G.; Read, V. Monetary policy surprises and the yield curve. *Bank of England Working Paper*, 2000.
- Hardy, D. C. Market reaction to changes in German official interest rates. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper N. 4/96*, 1996.
- Newey, Whitney; West, Kenneth. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, p. 703-708, 1987.
- Reinhart, Vincent; Simin, Timothy. The market reaction to federal reserve policy action from 1989 to 1992. *Journal of Economics and Business*, 49, p. 149-68, 1997.
- Roley, V. Vance; Sellon Jr., Gordon H. Monetary policy actions and long-term interest rates. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 80, p. 73-89, 1995.
- \_\_\_\_\_. The response of interest rates to anticipated and unanticipated monetary policy actions. *Working Paper*, University of Washington, 1998a.
- \_\_\_\_\_. Market reaction to monetary policy nonannouncements. *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1998b.
- Tabak, B. M.; Andrade, S. C. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. *Anais do Primeiro Encontro Brasileiro de Finanças*, São Paulo, 23-24 de Julho de 2001.
- Thorbecke, Willem; Tarik, Alami. The effect of changes in the federal funds rate on stock prices in the 1970s. *Journal of Economics and Business*, 46, p. 13-20, 1994.

