

TESTES DO CONTEÚDO INFORMACIONAL DAS DECISÕES DE POLÍTICA MONETÁRIA

Alicia Tabata
Do Banco do Brasil

Benjamin Miranda Tabak
Do Banco Central do Brasil

Este artigo examina as informações contidas nas decisões do Comitê de Política Monetária (Copom), estimando a resposta da estrutura a termo da taxa de juros a alterações da meta para a taxa Selic. Construímos uma variável que serviu como *proxy* para as componentes antecipada e não-antecipada de política monetária. Com isso, realizamos um estudo de eventos para analisar os efeitos de cada componente sobre a curva de juros. Os resultados revelam que os agentes do mercado financeiro antecipam, parcialmente, as decisões do Copom e que existe uma reação exagerada (*overreaction*) às suas decisões.

1 INTRODUÇÃO

Este artigo tem como objetivo verificar, através de um estudo de eventos, se os agentes do mercado financeiro antecipam a meta para a taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) definida em reuniões mensais do Copom, se as variações não-antecipadas afetam a curva de juros, identificando os impactos da política monetária sobre a curva de juros e, finalmente, verificar se existe diferença no impacto de decisões de alta ou queda das taxas de juros de curto prazo sobre a curva de juros.

O Copom foi instituído em 20 de junho de 1996, com o objetivo de estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa básica de juros da economia. A criação do comitê visa proporcionar maior transparência e ritual adequado ao processo decisório, a exemplo do que já é adotado pelo Federal Open Market Committee (FOMC) do Banco Central dos Estados Unidos e pelo Central Bank Council, do Banco Central da Alemanha.

O Copom é um colegiado formado por diretores do Banco Central do Brasil (Bacen) — com direito a voto —, assessores e chefes de departamento da instituição que estabelecem as diretrizes da política monetária e definem a meta para a taxa Selic, a qual vigorará por todo o período entre reuniões ordinárias do comitê. Se for o caso, o Copom também pode definir o viés, que é a prerrogativa dada ao presidente do Bacen para alterar a meta da taxa Selic, a qualquer momento, entre as reuniões ordinárias.

Desde a sua criação, em 1996, o regulamento do Copom sofreu uma série de alterações no que se refere à sua finalidade, à periodicidade das reuniões, à composição e às atribuições e competências de seus integrantes. Essas alterações

visaram não apenas aperfeiçoar o processo decisório no âmbito do comitê, como também refletiram as mudanças de regime monetário.

Destaca-se a adoção, pelo Decreto 3.088, de 21 de junho de 1999, da sistemática de “metas para a inflação” como diretriz de política monetária. Desde então, as decisões do Copom passaram a ter como objetivo cumprir as metas para a inflação definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Segundo esse decreto, se as metas não forem atingidas, cabe ao presidente do Bacen 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 aos limites estabelecidos.

Outra alteração refere-se às reuniões do Copom, que desde 2000 são mensais, dividindo-se em dois dias: terça e quarta-feira.

A Selic é considerada a taxa básica da economia porque é usada em operações entre bancos e, por isso, tem influência sobre os juros de toda a economia. É uma espécie de piso para os juros pagos pelos bancos nos depósitos a prazo, e é a partir dela que os bancos também definem quanto cobram em empréstimos a empresas e pessoas físicas.

O Copom afeta as taxas de juros de curto prazo, mas as decisões de investimento dos agentes econômicos têm como base as taxas de juros de longo prazo (TJLP) (um ano, por exemplo). Assim, entender o impacto de variações de juros de curto prazo sobre os de longo prazo é importante.

A curva de juros traduz a expectativa de comportamento futuro das taxas de juros em um dado momento. Ela pode ser definida como a expectativa dos juros futuros implícitos, por isso, quando o Copom altera a meta para a taxa Selic podem ocorrer modificações na curva de juros, tornando-se essencial à mensuração de como as variações na política monetária afetam o espectro de juros para variações nos prazos.

A alteração na meta Selic pode ser interpretada pelo mercado como temporária ou permanente. É considerada temporária quando sua alteração for feita para promover ajustes nas taxas de mercado, e permanente quando o alvo é a demanda agregada, o nível de desemprego e o nível de produção. Acredita-se que, se a alteração for considerada temporária, não devem ocorrer alterações na estrutura a termo da taxa de juros, pois a teoria das expectativas de taxa de juros sugere que a política monetária afeta a TJLP através da mudança da expectativa futura de taxas de juros de curto prazo.

Desse modo, deve existir relação entre as taxas de juros de curto prazo e as de longo prazo. Contudo, essa relação foi muito pouco estudada no Brasil. A literatura é quase inexistente e este artigo busca preencher essa lacuna. Porém,

limitaremos nossos estudos aos impactos da taxa básica de juros sobre a curva de juros, não levando em consideração outras variáveis de política monetária que o Bacen pode adotar, como, por exemplo, o gerenciamento da dívida pública, a reserva bancária etc.

Tabak e Andrade (2003) afirmam que existe uma relação entre taxas de juros de curto e de longo prazo para o Brasil, testando a teoria das expectativas da taxa de juros para o caso brasileiro.

Tabak (2003) argumenta que a hipótese das expectativas de taxa de juros implica que as TJLPs podem ser decompostas em expectativas de taxas de juros de curto prazo que deverão vigorar no futuro. Por conseguinte, pode-se testar qual o impacto das taxas de curto prazo, determinadas pelo Bacen, sobre as de longo prazo, determinadas no mercado. Aqui, analisaremos esse efeito para o período de janeiro de 2000 a agosto de 2003.

O artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2, expomos uma breve resenha da literatura. Nas Seções 3 e 4, discutimos brevemente eficiência de mercado e teoria das expectativas, respectivamente. Na Seção 5, descrevemos a metodologia e os dados utilizados. Na Seção 6, demonstramos os resultados empíricos encontrados. A Seção 7 apresenta as conclusões do estudo.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura que aborda o tema referente ao impacto da mudança da política monetária sobre a curva de juros é vasta e os inúmeros estudos encontram, em geral, respostas significativas da estrutura a termo da taxa de juros, para o mercado americano, a alterações na taxa básica da economia. Exemplos dessa literatura podem ser encontrados em Balduzzi, Bertola e Foresi (1997), Cook e Hahn (1988 e 1989), Reinhart e Simin (1997), Roley e Sellon (1995 e 1998*a e b*) e Thornton (1992, 1994 e 1998). Além disso, Haldane e Read (2000) e Hardy (1998) analisam a reação do mercado às alterações na taxa de juros de diferentes países, como Inglaterra e Alemanha, respectivamente.

Um dos pioneiros nessa literatura são Cook e Hahn (1988), que encontram evidências de que o Federal Reserve (Fed) utilizou as alterações na taxa de desconto¹ para sinalizar alterações na taxa básica da economia, o que causou impactos na curva de juros de longo prazo dos instrumentos monetários.

Cook e Hahn (1989) em seus estudos mostram que as alterações na meta da taxa básica da economia na década de 1970 causaram grandes movimentos nas

1. A taxa de desconto é a taxa cobrada pelo Fed ao emprestar recursos aos bancos.

taxas de juros de curto prazo, moderados movimentos nas taxas de juros de médio prazo e pequenos, mas significativos, deslocamentos nas de longo prazo. Esses resultados concluem que o Fed teve grande influência nas taxas de juros através do controle da taxa básica.

Hakkio e Pearce (1992) analisam os impactos da política da taxa de juros do Fed ao mudar seus procedimentos operacionais, quando alterou seus procedimentos em outubro de 1979 e outubro de 1982. Os autores estudam a eficiência do mercado de juros.² Mostram, ainda, que a política de taxa de desconto mudou de acordo com as alterações nos procedimentos operacionais e que a previsibilidade nas mudanças das taxas de desconto também se alterou e afetou a eficiência de mercado.

Reinhart e Simin (1997) estudam o mercado americano e classificam a alteração da taxa básica da economia em permanente ou temporária, conforme segue:

a) alteração não-antecipada temporária: nesse caso, o mercado acredita que a alteração da taxa básica da economia existe para compensar uma mudança temporária na demanda agregada;

b) alteração não-antecipada permanente: pode ser vista como um caso extremo do item anterior, no qual uma dada alteração na política monetária deverá persistir indefinidamente. Comparando com o item anterior, trata-se de uma alteração permanente na demanda agregada; e

c) alteração antecipada permanente: pode ocorrer com base em informações prévias às mudanças da política monetária, a taxa de longo prazo começa a se ajustar antes do mercado de curto prazo.

Seus resultados mostram que, no período 1989-1992, as taxas de juros de curto prazo sofreram maior impacto, e que seus efeitos diminuiriam com o alongamento do horizonte de tempo, devido à percepção do mercado quanto ao tipo de alteração realizada pelo FOMC.

Roley e Sellon (1995) examinam a relação entre a política monetária e as TJLPs. Seus resultados sugerem que a taxa de longo prazo responde às alterações na política monetária, adiantando-se às decisões do FOMC.

Roley e Sellon (1998*a*) comparam a resposta da estrutura a termo da taxa de juros às alterações na meta da taxa básica da economia americana, durante os períodos 1974-1979 e 1987-1995. Seus resultados revelam que as decisões de política monetária foram parcialmente antecipadas pelos agentes econômicos.

2. A eficiência de mercado de juros ocorre quando existe uma reação instantânea dos preços dos ativos aos anúncios pronunciados pelo Fed sobre a taxa de desconto e um certo grau de antecipação das taxas de desconto pelos agentes de mercado.

Além disso, Roley e Sellon (1998*b*) examinam como a curva de títulos, os preços de ativos e as taxas de juros no mercado americano responderam às reuniões do FOMC, que mantiveram a meta da taxa básica da economia inalterada, contrariando as expectativas dos agentes econômicos. Eles encontraram evidências de que as taxas de juros de curto e médio prazos sofreram impactos, mesmo quando o FOMC não alterou a taxa básica da economia, pois tal atitude era entendida pelo mercado como sendo um adiamento e não cancelamento de alterações nas taxas básicas de juros. Roley e Sellon (1999) confirmam o resultado encontrado em seu trabalho anterior, complementando que há informações significativas quando o FOMC não altera a meta da taxa básica da economia, pois a estrutura a termo da taxa de juros responde significativamente a esses eventos, ou seja, a não-alteração da meta proporciona tanta informação quanto os eventos em que há alteração.

Roley e Troll (1984) verificam que, durante o período de setembro de 1977 a outubro de 1979 e o de outubro de 1979 a outubro de 1982, aumentos/reduções na taxa de desconto resultaram em aumentos/reduções nas taxas de curto e longo prazos, concluindo que os efeitos da alteração na taxa básica da economia americana estão associados às alterações nos objetivos da política monetária de curto prazo.

Smirlock e Yawitz (1985) estimam os efeitos no mercado de ativos americanos devido às alterações na taxa de desconto. Eles classificam as alterações na taxa de desconto como técnicas, quando antecipadas pelos agentes econômicos, e alterações não-técnicas, quando contêm alguma informação da política monetária que não foi capturada pelo mercado, ou seja, alteração não esperada pelos agentes. Seus resultados sugerem a existência de um mercado eficiente, pois as taxas de mercado somente respondem às alterações classificadas como não-técnicas e o ajuste ocorre até o final do dia da alteração.

Thornton (1992) classifica a alteração na taxa de desconto feita pelo Fed em dois grupos: alterações técnicas ou antecipadas, que são feitas para ajustar-se ao mercado de juros, e não-técnicas ou não-antecipadas para outras finalidades. Seus resultados sugerem que a reação do mercado às alterações da taxa de desconto não-técnicas, ou seja, não-antecipadas, ocorre devido à percepção dos agentes quanto à diretriz da política monetária. Em outro estudo, Thornton (1994) verifica se a taxa básica da economia e as Letras do Tesouro americano respondem imediata e simultaneamente às alterações na taxa de desconto feita pelo Fed. Há indícios de que o mercado não responde às alterações na taxa de desconto por si só, mas, sim, à nova informação contida na decisão do Fed.

Thornton (1998) complementa seu estudo anterior, acrescentando que os agentes econômicos não respondem às alterações na taxa de desconto técnica ou

antecipada porque sua alteração não proporciona nenhuma informação e não porque elas foram antecipadas. As evidências mostram que a reação do mercado à alteração na taxa de desconto não-técnica ou não-antecipada é puramente o efeito do anúncio da decisão do Fed.

Thorbecke e Alami (1994) analisam o impacto da política monetária no mercado de ações, encontrando evidências de respostas significativas nos preços delas devido à alteração da meta da taxa básica da economia americana durante o período 1974-1979.

Hardy (1998) estima a resposta das taxas de juros denominadas em euro-marco alemão às alterações das taxas oficiais alemãs. Seus resultados mostram que os agentes econômicos anteciparam-se às decisões do Banco Central alemão no período 1985-1996, confirmando estudos anteriores realizados no mercado dos Estados Unidos.

Tabak (2003) é o primeiro a fazer um estudo voltado para o mercado brasileiro. O autor examina a influência da política monetária na estrutura a termo da taxa de juros, estimando os efeitos das alterações na meta Selic definida pelo Copom. Seus resultados mostram que a estrutura a termo não responde a ações de política monetária, medidas por alterações na taxa oficial e que há um certo grau de antecipação dos agentes do mercado quanto à política monetária.

Neste trabalho, faremos um estudo sobre os impactos da política monetária no Brasil. Será construída uma variável que servirá como *proxy* para as componentes antecipadas e não-antecipadas de política monetária. Com isso, poderemos estudar os efeitos de cada componente sobre a curva de juros. Esse tipo de estudo não foi realizado para o Brasil e representa uma contribuição à literatura existente.

A variável *proxy* foi obtida de artigos de jornais que citavam as expectativas dos economistas quanto à decisão do Copom.

3 TEORIA DE EFICIÊNCIA DE MERCADO

A literatura que aborda a eficiência de mercado é gigantesca e muitos definem eficiência de forma distinta, dependendo do mercado em questão. Porém, todos reconhecem a importância de se saber como o mercado reage diante de alterações nas variáveis econômicas.

A teoria de finanças diz que um mercado é eficiente quando o valor de uma empresa (e, portanto, de suas ações) corresponde ao valor presente do fluxo de caixa descontado a uma taxa de retorno compatível com o risco do negócio.

No mercado de capitais, a eficiência ocorre quando os preços dos títulos incorporam completamente as informações disponíveis.

Fama (1991) estuda o mercado de ações e classifica a eficiência em três tipos. Cada uma delas é apoiada em diferente noção de qual o tipo de informação é entendida como sendo relevante no conceito de que “todos os preços refletem totalmente todas as informações relevantes”:

a) eficiência na forma fraca: todas as informações contidas nos preços históricos são refletidas totalmente nos preços correntes; em outras palavras, a análise técnica não permite ganhos expressivos;

b) eficiência na forma semiforte: todas as informações públicas disponíveis são refletidas nos preços dos ativos; nesse caso, a análise fundamentalista não proporciona ganhos elevados; e

c) eficiência na forma forte: todas as informações públicas ou privadas são refletidas nos preços, ou seja, mesmo a informação privilegiada não consegue gerar lucros significativos.

Muitos estudos foram realizados para verificar se determinado mercado é realmente eficiente e em qual grau. Um dos critérios utilizados é saber com qual velocidade os preços ou taxas de juros se ajustam à nova informação; dessa forma, o estudo de eventos é muito utilizado. Se o mercado for eficiente, o ajuste deve ocorrer instantaneamente e se for ineficiente, ele será lento ou exagerado.

No nosso caso, consideraremos eficiência de mercado se as taxas de juros refletirem total e imediatamente todas as informações relevantes disponíveis na economia.

A hipótese de eficiência de mercado tem, principalmente, duas implicações. Primeira, antes da decisão do Copom o mercado utiliza todas as informações disponíveis para ajustar as taxas de juros, e qualquer alteração na curva de mercado, imediatamente posterior ao anúncio, não deve ter correlação com informações que estavam disponíveis anteriormente. Segunda, se a alteração da meta para a taxa Selic for diferente da expectativa de mercado, e se a nova informação for relevante, a curva de mercado se moverá para o novo nível de equilíbrio logo após a divulgação do Copom.

No nosso caso, o Copom divulga a meta para a taxa Selic no final da quarta-feira, quando, normalmente, já houve o encerramento do mercado. Então, se o mercado for eficiente, as taxas de juros devem se ajustar até o dia seguinte ao da reunião. Caso haja resposta da curva de juros nos dias posteriores ao dia seguinte ao da reunião, podemos considerar o mercado como ineficiente.

O mercado pode reagir exageradamente (*overreaction*) às decisões do Copom. Nesse caso, a curva de juros pode sofrer inicialmente um salto e, gradualmente, voltar ao equilíbrio.

Para tanto, testamos regressões em que a variável independente é a decisão de política monetária e a dependente é a curva de juros medida por variações nas taxas de 1 a 12 meses (taxas de *swap*). Em geral, podemos supor que em um mercado eficiente o impacto da decisão do Copom deve ser sentido no primeiro dia após a reunião. Se a curva de juros ainda sofre alterações nos dias subsequentes ao da reunião podemos concluir que existe um certo grau de ineficiência nesse mercado. Além disso, se os coeficientes da regressão para os dias subsequentes ao primeiro dia após a reunião são significativos e negativos podemos dizer que o mercado pode estar reagindo com excesso às decisões do Copom (*overreaction*).

4 TEORIA DAS EXPECTATIVAS DE TAXA DE JUROS

A relação entre as taxas de juros de curto e de longo prazos tem sido um dos temas mais investigados na literatura empírica de macroeconomia e finanças, tanto por sua relevância em exercícios de modelagem que envolvam expectativas racionais e mercados eficientes, como por sua importância para a condução da política monetária.

A explicação mais antiga e amplamente testada sobre as flutuações na estrutura a termo da taxa de juros denominada hipótese das expectativas (HE) foi estudada inicialmente por Fisher (1896). A HE estabelece, em linhas gerais, que a TJLP é formada por uma média das taxas de juros de curto prazo esperadas para o futuro mais um prêmio de risco invariante no tempo. Assim, a inclinação da curva de juros refletiria as expectativas do mercado sobre alterações futuras nas taxas de juros, ou seja, um aumento do *spread* entre a taxa de juros de longo prazo e a de curto prazo refletiria a expectativa de futuros aumentos na taxa de curto prazo. Da mesma forma, um aumento da taxa de longo prazo em relação à de curto prazo, no período corrente, deveria acarretar um aumento da taxa de longo prazo no período subsequente.

Apresentamos a seguir uma das metodologias para testar a validade dessa teoria:

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

onde R_t^n é a capitalização contínua da TJLP de n -períodos, r_t é a capitalização contínua de um período e λ_t^n é o excesso do retorno esperado entre a estratégia de investir em n -períodos e a alternativa de renovar o investimento n vezes a cada período.

Subtraindo r_t dos dois lados da equação (1) e reorganizando os termos, teremos:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{1}{n}\right) (E_t[r_{t+i}] - E_t[r_{t+i+1}]) = (R_t^n - r_t) - \lambda_t^n \quad (2)$$

A HE pressupõe que λ seja constante no tempo para cada n . A hipótese de expectativas racionais implica que $E_t[r_{t+i}] = r_{t+i} + v_{t+i}$, onde v_t é ruído branco com média 0 e independentes e identicamente distribuídos (iid). Substituindo na equação (2), temos:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \left(1 - \frac{i}{n}\right) (r_{t+i} - r_{t+i+1}) = \alpha + \beta(R_t^n - r_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde $\alpha = -\lambda^n$, $\beta = 1$, e ε_t é um processo MA ($j - p - 1$), onde j e p são o número de dias das taxas de juros de longo e de curto prazo, respectivamente.

As evidências empíricas apontam que a inclinação da estrutura a termo muitas vezes fornece sinais ambíguos na validação da hipótese das expectativas, configurando o que passou a ser chamado na literatura de *sign puzzle*, destacado em Hardouvelis (1994) e Jondeau e Ricart (1999). De acordo com os resultados obtidos por Shiller (1979) e Mankiw, Goldfeld e Shiller (1986), o *spread* entre a taxa longa e a curta não fornece uma boa previsão das mudanças de curto prazo na taxa longa. Campbell e Shiller (1991) também concluem que a TJLP da economia americana não se comporta como prevê a teoria, ao passo que as futuras taxas de juros de curto prazo movem-se no sentido previsto.

Seguindo o exemplo de Hardouvelis (1994), suponhamos que um anúncio do Bacen aumente as expectativas do mercado sobre as futuras taxas de juros sem, no entanto, alterar a taxa de juros corrente. De acordo com essa explicação para a falha da HE, os mercados iriam reagir em excesso ao anúncio, aumentando suas expectativas sobre as futuras taxas de juros mais do que deveriam. A taxa longa corrente teria então uma *overreaction*, tornando o *spread* mais alto do que deveria. Ao longo do período seguinte, as taxas longas recuariam corrigindo a reação inicial, gerando assim uma correlação negativa entre a variação na taxa longa e o *spread* e contrariando a HE. Uma outra explicação às evidências contrárias à HE contempla a existência de um prêmio de risco que varia ao longo do tempo, como salientam Tzavalis e Wickens (1997).

Vale ressaltar que existe um contraste na literatura entre os resultados obtidos para os Estados Unidos e para outros países do G7. Como exemplo, Mankiw e Miron (1986) estudam o comportamento das taxas de juros de três e seis meses nos Estados Unidos entre 1890 e 1979 e mostram que a HE encontra forte suporte empírico apenas até 1915, antes da fundação do Fed. Por outro lado, Hardouvelis (1994) utiliza dados do pós-guerra até 1992 para as taxas de juros de três meses e dez anos dos países do G7 e encontra evidências da HE para todos eles, à exceção dos Estados Unidos.

Tabak e Andrade (2003) encontram evidências desfavoráveis à aceitação da HE com dados brasileiros. Utilizando a regressão de uma média ponderada das mudanças nas taxas de curto prazo contra o *spread* e uma constante eles concluem que os resultados tendem a corroborar a HE apenas para prazos mais curtos. Em seguida, incluem na regressão uma variável que serviu como *proxy* do prêmio de risco da economia brasileira e concluem que os resultados sugerem uma forte rejeição da HE, ao revelarem que o prêmio de risco na curva de juros não seria invariante ao longo do tempo.

Brito, Duarte e Guillén (2003) estudam a validade da hipótese das expectativas racionais (HER) para o Brasil e encontram uma reação exagerada (*overreaction*) nas taxas de juros de curto prazo.

Esses estudos para o Brasil sugerem que existem ineficiências no mercado de juros, pois as taxas da economia teriam comportamentos incompatíveis com o previsto pela teoria das expectativas de taxas de juros. Neste trabalho, testaremos as hipóteses de eficiência para o mercado de juros, observando os efeitos do Copom (decisões da taxa de juros) sobre a curva de juros da economia usando uma abordagem de estudo de eventos.

5 DADOS E METODOLOGIA

Nesta seção vamos explorar a metodologia e os dados utilizados neste trabalho. Faremos uso do estudo de evento com o método de regressão dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para mensurar os efeitos nas taxas de mercado em decorrência da alteração na meta para a taxa Selic.

O estudo de evento é amplamente utilizado em finanças e em economia para mensurar os impactos de determinado acontecimento, uma vez que seus efeitos se refletirão nos preços dos ativos.

Como mencionado anteriormente, este trabalho estudará os impactos das decisões do Copom sobre a curva de juros, não levando em consideração outros instrumentos de política monetária, como o gerenciamento ativo da dívida pública, a reserva bancária, dentre outros.

Quanto às reservas bancárias, acreditamos que as alterações nas alíquotas de compulsório não afetaram a curva de juros. Na Tabela 1, constam as circulares que regulamentaram os compulsórios dos recursos à vista e depósitos a prazo.

As alíquotas de compulsórios podem afetar o *spread* (adicional sobre a taxa básica da economia que os bancos cobram para efetuar empréstimos). Afanasiëff, Lhacer e Nakane (2003) argumentam que, de fato, é uma das variáveis determinantes dos *spreads* bancários.

TABELA 1
REGULAMENTAÇÃO DO RECOLHIMENTO DE COMPULSÓRIOS

	Circulares	Publicação	Alíquotas (%)	
			De	Para
Recursos à vista				
	2.927	8/9/1999	75	65
	2.969	14/3/2000	65	55
	2.983	7/6/2000	55	45
	3.177	19/2/2003	45	60
	3.199	8/8/2003	60	45
Depósito a prazo				
	2.867	2/3/1999	20	30
	2.885	6/5/1999	30	25
	2.908	7/7/1999	25	20
	2.925	2/9/1999	20	10
	2.939	14/10/1999	10	0
	3.062	21/9/2001	0	10
	3.127	14/6/2002	10	15
Compulsório adicional				
Depósito à vista e a prazo	3.144	14/8/2002	0	3
Depósito à vista e a prazo	3.157	11/10/2002	3	8

Fonte: Bacen.

Para tanto, utilizamos o estudo de evento para verificar se há impacto nas taxas de juros devido às alterações das alíquotas do compulsório, onde comparamos a variação das taxas de juros de mercado ocorrida um dia após a publicação da Circular do Bacen.

A equação utilizada para mensurar o impacto da alteração da alíquota do compulsório foi:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \text{Compulsório} + e_t \quad (4)$$

onde Δi_t é a variação na taxa de juros do *swap* entre o dia da publicação da Circular do Bacen e o próximo dia útil, $\Delta \ln \text{Compulsório}^3$ corresponde à variação logarítmica da alíquota do compulsório e e_t corresponde ao erro ou componente não-sistemático.

Os resultados estão dispostos na Tabela 2 e não são significativos para nenhuma das regressões e, com base no teste de *t*-Student, não rejeitamos, ao nível de 5% de significância, a hipótese nula de que o coeficiente b_1 é igual a 0.

Diante desse resultado, não estaremos considerando mudanças nas alíquotas de compulsório neste trabalho.

Outro eventual problema que poderia surgir neste estudo diz respeito à possibilidade de omissão de variáveis relevantes, como sugerido em Balduzzi, Bertola e Foresi (1997). Os autores argumentam que o Fed pode utilizar a distância entre a meta para o *Fed Funds* e a taxa efetiva como instrumento de *policy* e, no curto prazo, essas taxas podem se distanciar, mas após um certo período elas devem ficar muito próximas (propriedade de reversão à média).

Existem algumas diferenças com relação ao caso brasileiro que vale a pena salientar. Em primeiro lugar, a forma de condução da política monetária no regime de metas de inflação tem sido em manter a Selic efetiva diária muito próxima da meta. A variância das diferenças das variações entre a meta Selic e a efetiva é de 0,000000775, o que evidencia que essa flexibilidade não ocorre no Brasil devido às diferenças na condução da política monetária e que, na prática, esse termo não

TABELA 2
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NOS COMPULSÓRIOS

Vencimento	b_0	b_1	\bar{R}^2 (%)	Estatística-t
1 mês	0,0018 (0,0023)	0,0245 (0,0229)	-4,33	1,0706
2 meses	0,0016 (0,0021)	0,0214 (0,0215)	-4,98	0,9909
3 meses	0,0016 (0,0018)	0,0192 (0,0182)	-4,96	1,0596
6 meses	0,0009 (0,0014)	0,0198 (0,0148)	-3,77	1,3350
12 meses	0,0005 (0,0010)	0,1111 (0,0128)	-5,56	0,8712

Obs.: Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses. A amostra contém 14 observações.

3. Todas as variáveis são estacionárias.

é relevante. Outra diferença substancial diz respeito a diferenças na amostragem. Esses autores usam dados diários e este trabalho propõe um estudo de eventos, analisando aqueles próximos à reunião do Copom.

Para o caso brasileiro outra variável que poderia ser relevante é o câmbio. Incluímos o câmbio em todas as regressões, mas os efeitos são insignificantes. Por esse motivo optamos por não considerar essa variável nas regressões.

5.1 Dados

Durante o período de estudo, compreendido entre janeiro de 2000 e agosto de 2003, ocorreram 45 reuniões do Copom, 20 delas com alterações na meta para a taxa Selic, 10 quedas e 10 aumentos, e ocorreram 25 reuniões em que o Copom manteve essa meta inalterada.

Nesse período ocorreram duas alterações entre as reuniões do Copom, devido à indicação de viés, em 29 de março de 2000 e 10 de julho de 2000, e em todas ocorreram reduções da meta para a taxa Selic. Portanto, nosso estudo compreenderá 47 observações.

As datas das reuniões do Copom e suas respectivas metas da taxa Selic foram obtidas no *website* do Bacen⁴ e podem ser consultadas na Tabela 3.

Utilizaremos os dados diários dos *swaps* Pré-DI registrados na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) com vencimentos de 1, 2, 3, 6 e 12 meses que foram coletados do provedor de informações Bloomberg.

Swaps são acordos privados entre duas partes para a troca futura de fluxos de caixa, na qual uma das partes, digamos parte B, concorda em pagar à parte A fluxos de caixa indexados a juros prefixados sobre um principal por um determinado período de tempo. Simultaneamente, A concorda em pagar a B taxa flutuante sobre o mesmo principal pelo mesmo período [ver Hull (1996)].

A Bloomberg recebe essas taxas diretamente da BM&F. É importante ressaltar que essas taxas de *swap* que estão disponíveis na BM&F não são as taxas efetivas de *swaps* mas que são calculadas pela bolsa utilizando os contratos de DI futuros para diversas maturidades e interpoladas para os diferentes vencimentos (quando não existem DI futuros correspondentes).⁵

4. Disponível no *website* oficial do Bacen: <www.bcb.gov.br>.

5. Os *swaps* pré-DI podem ser contratados com um percentual específico aplicado ao CDI. Em um certo dia os *swaps* podem ser contratados contra 100% ou 103% do CDI. Segundo a BM&F, a impossibilidade de saber exatamente como foram contratados os *swaps* e a baixa liquidez de algumas maturidades faz com que as taxas de *swaps* divulgadas pela instituição sejam calculadas usando os DI futuros e se referem sempre a um contrato de 100% contra o CDI.

TABELA 3
HISTÓRICO DAS TAXAS DE JUROS FIXADAS PELO COPOM E EVOLUÇÃO DA TAXA SELIC

Reunião		Período de vigência	Meta Selic % a.a. ^{a,e}	TBAN ^b % a.m. ^e	Taxa Selic	
Número	Data				% ^c	% a.a. ^d
88	17/9/2003	18/9/2003-22/10/2003	20,00			
87	20/8/2003	21/8/2003-17/9/2003	22,00		1,58	21,84
86	23/7/2003	24/7/2003-20/8/2003	24,50		1,74	24,32
85	18/6/2003	19/6/2003-22/7/2003	26,00		2,21	25,74
84	21/5/2003	22/5/2003-18/6/2003	26,50		1,87	26,27
83	23/4/2003	24/4/2003-21/5/2003	26,50		1,78	26,32
82 v.e.	19/3/2003	20/3/2003-23/4/2003	26,50		2,16	26,32
81	19/2/2003	20/2/2003-19/3/2003	26,50		1,68	26,30
80	22/1/2003	23/1/2003-19/2/2003	25,50		1,81	25,36
79	18/12/2002	19/12/2002-22/1/2003	25,00		2,05	24,90
78	20/11/2002	21/11/2002-18/12/2002	22,00		1,58	21,90
77	23/10/2002	24/10/2002-20/11/2002	21,00		1,44	20,90
76 ex.	14/10/2002	15/10/2002-23/10/2002	21,00		0,53	20,90
75	18/9/2002	19/9/2002-14/10/2002	18,00		1,18	17,90
74 v.r.	21/8/2002	22/8/2002-18/9/2002	18,00		1,31	17,87
73	17/7/2002	18/7/2002-21/8/2002	18,00		1,64	17,86
72 v.r.	19/6/2002	20/6/2002-17/7/2002	18,50		1,35	18,40
71	22/5/2002	23/5/2002-19/6/2002	18,50		1,26	18,07
70	17/4/2002	18/4/2002-22/5/2002	18,50		1,62	18,35
69	20/3/2002	21/3/2002-17/4/2002	18,50		1,28	18,45
68	20/2/2002	21/2/2002-20/3/2002	18,75		1,38	18,80
67	23/01/2002	24/1/2002-20/2/2002	19,00		1,25	19,05
66	19/12/2001	20/12/2001-23/1/2002	19,00		1,60	19,05
65	21/11/2001	22/11/2001-19/12/2001	19,00		1,39	19,05
64	17/10/2001	18/10/2001-21/11/2001	19,00		1,60	19,05

(continua)

(continuação)

Reunião		Período de vigência	Meta Selic	TBAN ^b	Taxa Selic	
Número	Data		% a.a. ^{a, e}	% a.m. ^e	% ^c	% a.a. ^d
63	19/9/2001	20/9/2001-17/10/2001	19,00		1,32	19,07
62	22/8/2001	23/8/2001-19/9/2001	19,00		1,32	19,04
61	18/7/2001	19/7/2001-22/8/2001	19,00		1,74	18,96
60 v.r.	20/6/2001	21/6/2001-18/7/2001	18,25		1,34	18,31
59	23/5/2001	24/5/2001-20/6/2001	16,75		1,17	16,76
58	18/4/2001	19/4/2001-23/5/2001	16,25		1,45	16,30
57	21/3/2001	22/3/2001-18/4/2001	15,75		1,11	15,84
56	14/2/2001	15/2/2001-21/3/2001	15,25		1,30	15,20
55	17/1/2001	18/1/2001-14/2/2001	15,25		1,13	15,19
54	20/12/2000	21/12/2000-17/1/2001	15,75		1,05	15,76
53	22/11/2000	23/11/2000-20/12/2000	16,50		1,21	16,38
52	18/10/2000	19/10/2000-22/11/2000	16,50		1,41	16,56
51	20/9/2000	21/9/2000-18/10/2000	16,50		1,16	16,60
50	23/8/2000	24/8/2000-20/9/2000	16,50		1,16	16,54
49	19/7/2000	20/7/2000-23/8/2000	16,50		1,53	16,51
48 v.r.	20/6/2000	21/6/2000-7/7/2000	17,50		0,76	17,34
	viés	10/7/2000-19/7/2000	17,00		0,50	16,96
47	24/5/2000	25/5/2000-20/6/2000	18,50		1,28	18,39
46	19/4/2000	20/4/2000-24/5/2000	18,50		1,57	18,55
45 v.r.	22/3/2000	23/3/2000-28/3/2000	19,00		0,28	18,94
	viés	29/3/2000-19/4/2000	18,50		1,09	18,60
44	16/2/2000	17/2/2000-22/3/2000	19,00		1,59	18,88
43	19/1/2000	20/1/2000-16/2/2000	19,00		1,45	18,87
42	15/12/1999	16/12/1999-19/1/2000	19,00		1,74	19,00
41	10/11/1999	11/11/1999-15/12/1999	19,00		1,67	18,99
40 v.r.	06/10/1999	07/10/1999-10/11/1999	19,00		1,59	18,87

(continua)

(continuação)

Reunião		Período de vigência	Meta Selic	TBAN ^b	Taxa Selic	
Número	Data		% a.a. ^{a, e}	% a.m. ^e	% ^c	% a.a. ^d
39	22/9/1999	23/9/1999-6/10/1999	19,00		0,69	19,01
38	1/9/1999	2/9/1999-22/9/1999	19,50		1,00	19,52
37	28/7/1999	29/7/1999-1/9/1999	19,50		1,78	19,51
36 v.r.	23/6/1999	24/6/1999-28/7/1999	21,00		1,90	20,88
35 v.r.	19/5/1999	20/5/1999-8/6/1999	23,50		1,09	23,36
	viés	9/6/1999-23/6/1999	22,00		0,87	21,92
34 v.r.	14/4/1999	15/4/1999-28/4/1999	34,00		1,05	33,92
	viés	29/4/1999-7/5/1999	32,00		0,77	31,91
	viés	10/5/1999-12/5/1999	29,50		0,31	29,53
	viés	13/5/1999-19/5/1999	27,00		0,47	26,96
33 v.r.	4/3/1999	5/3/1999-24/3/1999	45,00		2,08	44,95
	viés	25/3/1999-5/4/1999	42,00		0,84	41,96
	viés	6/4/1999-14/4/1999	39,50		0,93	39,42
32	18/1/1999	19/1/1999-4/3/1999	25,00	41,00	3,98	37,34
31	16/12/1998	17/12/1998-18/1/1999	29,00	36,00	2,16	29,21
30	11/11/1998	12/11/1998-16/12/1998	19,00	42,25	3,02	34,93
29	7/10/1998	8/10/1998-11/11/1998	19,00	49,75	3,26	42,12
28 ex.	10/9/1998	11/9/1998-7/10/1998	19,00	49,75	2,58	40,18
27	2/9/1998	3/9/1998-10/9/1998	19,00	29,75	0,45	25,49
26	29/7/1998	30/7/1998-2/9/1998	19,75	25,75	1,76	19,25
25	24/6/1998	25/6/1998-29/7/1998	21,00	28,00	1,86	20,45
24	20/5/1998	21/5/1998-24/6/1998	21,75	29,75	1,85	21,23
23	15/4/1998	16/4/1998-20/5/1998	23,25	35,25	1,92	23,16
22	4/3/1998	5/3/1998-15/4/1998	28,00	38,00	2,74	27,51
21	28/1/1998	29/1/1998-4/3/1998	34,50	42,00	2,72	34,20
20	17/12/1997	2/1/1998-28/1/1998	38,00	43,00	2,43	37,47

(continua)

(continuação)

Reunião		Período de vigência	Meta Selic	TBAN ^b	Taxa Selic	
Número	Data		% a.a. ^{a, e}	% a.m. ^e	% ^c	% a.a. ^d
19	19/11/1997	1/12/1997-31/12/1997	2,90	3,15	2,97	39,87
18 ex.	30/10/1997	31/10/1997-30/11/1997	3,05	3,23	3,18	45,67
17	22/10/1997	1/11/1997-30/11/1997	1,58	1,78	*	*
16	17/9/1997	1/10/1997-30/10/1997	1,58	1,78	1,53	19,05
15	20/8/1997	1/9/1997-30/9/1997	1,58	1,78	1,59	19,81
14	23/7/1997	1/8/1997-31/8/1997	1,58	1,78	1,59	20,78
13	18/6/1997	1/7/1997-31/7/1997	1,58	1,78	1,60	19,04
12	21/5/1997	1/6/1997-30/6/1997	1,58	1,78	1,61	21,08
11	16/4/1997	1/5/1997-31/5/1997	1,58	1,78	1,58	21,91
10	19/3/1997	1/4/1997-30/4/1997	1,58	1,78	1,66	21,84
9	19/2/1997	1/3/1997-31/3/1997	1,62	1,80	1,64	24,11
8	22/1/1997	1/2/1997-28/2/1997	1,66	1,84	1,67	26,14
7	18/12/1996	1/1/1997-31/1/1997	1,70	1,88	1,73	21,73
6	27/11/1996	1/12/1996-31/12/1996	1,74	1,90	1,80	23,94
5	23/10/1996	1/11/1996-30/11/1996	1,78	1,90	1,80	25,27
4	23/9/1996	1/10/1996-31/10/1996	1,82	1,93	1,86	23,48
3	21/8/1996	1/9/1996-30/9/1996	1,88		1,90	25,40
2	30/7/1996	1/8/1996-31/8/1996	1,90		1,97	25,01
1	26/6/1996	1/7/1996-31/7/1996	1,90		1,93	23,28

^a No período 1/7/1996 a 4/3/1999, o Copom fixava a TBC e, a partir de 5/3/1999, com a extinção desta, passou a divulgar a meta para a taxa Selic para fins de política monetária.

^b A TBAN foi criada em 28/8/1996 e extinta em 4/3/1999.

^c Taxa de juros acumulada no período.

^d Taxa média diária de juros, anualizada com base em 252 dias úteis.

^e A partir de 2/1/1998, as taxas de juros passaram a ser fixadas na expressão anual.

* As taxas de juros fixadas na 17ª reunião não entraram em vigor.

Convenção:

ex. - Reunião extraordinária.

v.r. - Reunião em que a meta para a taxa Selic foi fixada com viés de redução.

v.e. - Reunião em que a meta para a taxa Selic foi fixada com viés de elevação.

viés - Utilização da faculdade para alterar a meta para a taxa Selic entre reuniões do Copom.

No Gráfico 1, são apresentadas a evolução da meta da taxa Selic e as séries das taxas de juros de *swap* de 1, 2, 3, 6 e 12 meses. É interessante fazer uma análise do comportamento das séries.

Note-se que os picos nas séries de *swap* estão associados à crise argentina (2º semestre de 2001) e à crise eleitoral de outubro de 2002. Vale notar, também, que a mera inspeção visual do gráfico nos permite fazer uma leitura superficial dos movimentos na estrutura a termo da taxa de juros.

Observamos que nos momentos da crise argentina e da eleitoral de 2002, a estrutura a termo da taxa de juros teve comportamentos diferentes. Em 2001, o descolamento da taxa de juros de *swap* de 1 mês em relação ao de 12 meses foi menor do que em 2002 e, a partir de maio de 2003, o *swap* de 12 meses projeta rendimentos menores do que os demais vencimentos. Isso pode revelar que o mercado espera que as taxas de juros tenham trajetória de queda.

Outro fato interessante é que no período de julho de 2001 a janeiro de 2002 a meta para a taxa Selic ficou no mesmo patamar, mas, mesmo assim, observamos grande variabilidade das taxas de *swaps*.

A Tabela 4 mostra as medidas descritivas das taxas de juros de *swap* pré-DI. Observamos maior volatilidade das taxas de longo prazo, e as taxas mínimas ocorreram em janeiro de 2001 e as máximas, para os *swaps* de 1, 2 e 3 meses, ocorreram em fevereiro de 2003 e, para os vencimentos de 6 e 12 meses, em dezembro e outubro de 2002, respectivamente. Como mencionado, a estrutura a termo da taxa de juros respondeu diferentemente nos dois momentos de maior instabilidade.

O teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de que os dados seguem distribuição normal.

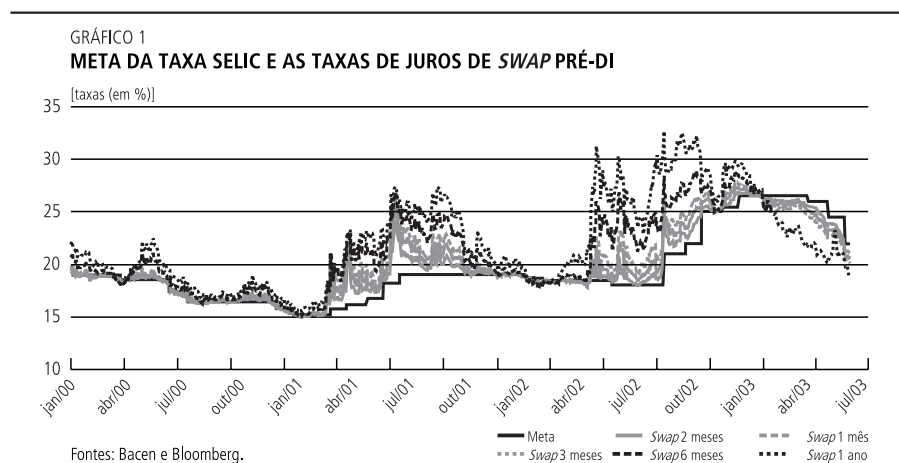


TABELA 4
MEDIDAS DESCRITIVAS DAS TAXAS DE JUROS DE SWAPS

Medidas descritivas	1 mês	2 meses	3 meses	6 meses	12 meses
Média	19,79	20,09	20,40	21,16	22,23
Mediana	18,83	19,03	19,35	20,42	21,28
Máximo	26,95	27,39	27,77	28,99	32,69
Mínimo	15,02	14,97	14,96	15,06	15,40
Desvio-padrão	3,24	3,27	3,30	3,52	4,20
Simetria	0,84	0,69	0,55	0,33	0,49
Curtose	2,61	2,43	2,30	2,10	2,25
Jarque-Bera	111,66	83,61	63,32	46,36	57,77
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Obs.: A amostra contém 902 observações, de 3/1/2000 a 20/8/2003.

Para realizarmos este trabalho, decompos a taxa para a meta Selic em metas antecipada e não-antecipada.

Chamaremos de meta antecipada a expectativa dos analistas do mercado financeiro quanto à decisão do Copom, extraída de diversos artigos de jornais que antecederam as reuniões do Copom, conforme disposto na Tabela 5. Esse procedimento também foi adotado por Reinhart e Simin (1997).⁶ Como alternativa para reforçar a confiança nessa *proxy* também coletamos informações disponíveis na *homepage* do Bacen, referente à expectativa do mercado quanto à meta para a taxa Selic, e apresentamos os resultados empíricos usando essa nova informação para estimar a meta antecipada e a não-antecipada para comparar os resultados. As tabelas usando essa segunda metodologia estão disponíveis no Apêndice. Utilizamos a expectativa da meta para a taxa Selic divulgada uma semana antes do Copom. Dessa forma, como a reunião do Copom ocorre, geralmente, em uma quarta-feira, usamos a expectativa do mercado da quarta-feira da semana anterior para construir a meta antecipada e a não-antecipada.

Devido a esse procedimento delimitamos a amostra compreendendo o período de janeiro de 2000 a agosto de 2003, pois essas informações só se encontram disponíveis a partir desse período.

A meta não-antecipada foi obtida pela diferença entre a meta da taxa Selic, divulgada após o término da reunião do Copom, e a expectativa dos analistas do mercado.

6. Esses autores utilizaram as inferências das expectativas dos agentes econômicos de avaliação de artigos de jornais ou de empresas especializadas em pesquisa.

TABELA 5
REUNIÕES DO COPOM E AS RESPECTIVAS METAS PARA A TAXA SELIC E EXPECTATIVAS DOS ANALISTAS DE MERCADO

Reunião do Copom	Meta da taxa Selic	Expectativa da meta para a taxa Selic	Fonte de pesquisa	Página	Dia da reportagem
19/1/2000	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	2-5	19/1/2000
16/2/2000	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	3-2	14/2/2000
22/3/2000 v.r.	19,00	18,75	<i>Dinheiro</i>	2-12	22/3/2000
29/3/2000 viés	18,50	18,75	<i>Dinheiro</i>	2-3	28/3/2000
19/4/2000	18,50	18,50	<i>Dinheiro</i>	2-1	19/4/2000
24/5/2000	18,50	18,50	<i>Dinheiro</i>	B3	23/5/2000
20/6/2000 v.r.	17,50	18,50	<i>Dinheiro</i>	B2	20/6/2000
10/7/2000 viés	17,00	17,00	<i>Dinheiro</i>	B4	9/7/2000
19/7/2000	16,50	16,50	<i>Dinheiro</i>	B2	18/7/2000
23/8/2000	16,50	16,50	<i>Dinheiro</i>	B5	22/8/2000
20/9/2000	16,50	16,50	<i>Primeira página</i>	A1	19/9/2000
18/10/2000	16,50	16,50	<i>Dinheiro</i>	B4	17/10/2000
22/11/2000	16,50	16,50	<i>Dinheiro</i>	B9	21/11/2000
20/12/2000	15,75	16,00	<i>Primeira página</i>	A1	19/12/2000
17/1/2001	15,25	15,25	<i>Dinheiro</i>	B11	16/1/2001
14/2/2001	15,25	15,25	<i>FOLHAINVEST</i>	B6	12/2/2001
21/3/2001	15,75	15,25	<i>Dinheiro</i>	B6	20/3/2001
18/4/2001	16,25	16,25	<i>Dinheiro</i>	B6	18/4/2001
23/5/2001	16,75	16,75	<i>Dinheiro</i>	B2	22/5/2001
20/6/2001 v.r.	18,25	18,50	<i>FOLHAINVEST</i>	B6	18/6/2001
18/7/2001	19,00	19,75	<i>Dinheiro</i>	B6	17/7/2001
22/8/2001	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B2	22/8/2001
19/9/2001	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B6	18/9/2001
17/10/2001	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B2	16/10/2001
21/11/2001	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B4	21/11/2001

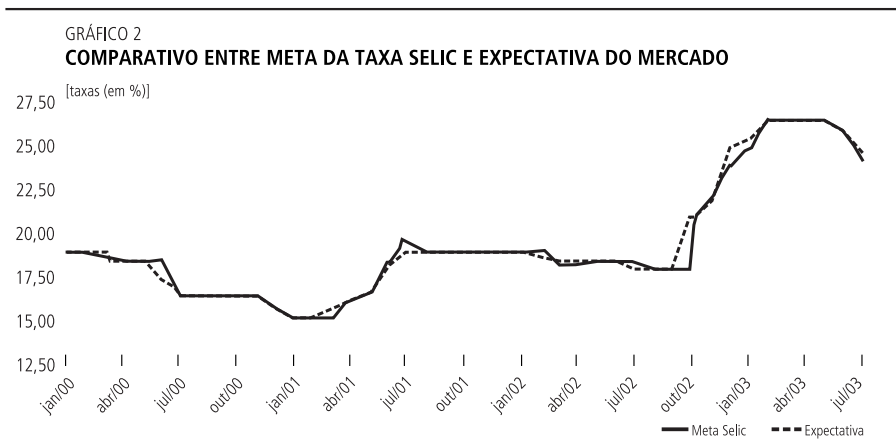
(continua)

(continuação)

Reunião do Copom	Meta da taxa Selic	Expectativa da meta para a taxa Selic	Fonte de pesquisa	Página	Dia da reportagem
19/12/2001	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B2	18/12/2001
23/1/2002	19,00	19,00	<i>Dinheiro</i>	B8	22/1/2002
20/2/2002	18,75	19,00	<i>Dinheiro</i>	B6	16/2/2002
20/3/2002	18,50	18,25	<i>Dinheiro</i>	B5	18/3/2002
17/4/2002	18,50	18,25	<i>Dinheiro</i>	B4	16/4/2002
22/5/2002	18,50	18,50	<i>Dinheiro</i>	B3	23/5/2002
19/6/2002 v.r.	18,50	18,50	<i>Dinheiro</i>	B4	19/6/2002
17/7/2002	18,00	18,50	<i>Dinheiro</i>	B8	16/7/2002
21/8/2002 v.r.	18,00	18,00	<i>Dinheiro</i>	B4	20/8/2002
18/9/2002	18,00	18,00	<i>Dinheiro</i>	B10	17/9/2002
14/10/2002 ex.	21,00	18,00	<i>Dinheiro</i>	B1	15/10/2002
23/10/2002	21,00	21,00	<i>Dinheiro</i>	B5	21/10/2002
20/11/2002	22,00	22,25	<i>Dinheiro</i>	B1	15/11/2002
18/12/2002	25,00	24,00	<i>Primeira página</i>	A1	17/12/2002
22/1/2003	25,50	25,00	<i>Dinheiro</i>	B5	21/1/2003
19/2/2003	26,50	26,50	<i>Dinheiro</i>	B2	17/2/2003
19/3/2003 v.e.	26,50	26,50	<i>Dinheiro</i>	B4	18/3/2003
23/4/2003	26,50	26,50	<i>Dinheiro</i>	B7	23/4/2003
21/5/2003	26,50	26,50	<i>Dinheiro</i>	B3	21/5/2003
18/6/2003	26,00	26,00	<i>Dinheiro</i>	B4	18/6/2003
23/7/2003	24,50	24,50	<i>Dinheiro</i>	B3	22/7/2003
20/8/2003	22,00	23,00	<i>Dinheiro</i>	B1	20/8/2003

No Gráfico 2, observamos que a meta da taxa Selic e a expectativa do mercado andam muito próximas, ou seja, a grande maioria dos analistas de mercado se antecipou às decisões do Copom e em aproximadamente cinco ocasiões o mercado foi surpreendido por ele.

Uma das explicações quanto às antecipações do mercado seria a maior transparência da política monetária obtida com a adoção da meta para inflação, ocorrida em junho de 1999.



Neste trabalho, utilizaremos a variação nas taxas conforme a equação (5):

$$\Delta i_{t-j} = \ln(r'_t) - \ln(r'_t) = \ln\left(1 + \frac{i_t}{100}\right) - \ln\left(1 + \frac{i_{t-j}}{100}\right) \quad (5)$$

onde i_t corresponde à taxa de juros na data t e t é o dia da reunião do Copom.

Primeiramente, analisaremos a variação percentual da taxa de juros de *swap* de quatro dias antes ($t - 4$ a t), um dia antes ($t - 1$ a t), um dia útil após (t a $t + 1$) em relação ao dia da reunião e também o período de quatro dias antes com cinco dias úteis depois da reunião ($t - 4$ a $t + 5$) com relação às variações percentuais da meta da taxa Selic.

Estudaremos também a meta Selic esperada pelos analistas do mercado financeiro e a meta não-antecipada, comparando os resultados de um dia após a reunião do Copom (t a $t + 1$), dois dias da reunião e o dia anterior ($t + 1$ a $t + 2$) e três dias da reunião e o dia anterior ($t + 2$ a $t + 3$) no intuito de se verificar se o mercado de taxa de juros pode ser considerado eficiente ou não.

Em seguida, estimaremos a probabilidade de alteração da meta para a taxa Selic, utilizando o modelo *probit* e, finalmente, verificaremos se a *proxy* utilizada é realmente um bom estimador.

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

O objetivo principal deste artigo é testar os efeitos na curva de juros a alterações da meta da taxa Selic, ou seja, como ocorre a transmissão da política monetária

no mercado brasileiro. Porém, não vamos explicar em detalhes a transmissão, mas sim mensurar os impactos e sob que circunstâncias eles são significantes.⁷

A direção em que a taxa de juros se move quando há alteração na política monetária depende da percepção do investidor sobre as decisões futuras do Copom.

A magnitude da resposta da taxa de longo prazo às alterações do Copom dependerá da persistência da política monetária. Se as decisões são vistas como permanentes, as alterações na TJLP poderão exceder às alterações de curto prazo. Se a decisão for entendida como temporária, não haverá resposta para essas taxas, ou seja, não haverá impactos na estrutura a termo da taxa de juros.

Todas as equações estimadas tiveram o erro-padrão corrigido por Newey e West (1987), que proporciona estimar, consistentemente, a matriz de co-variância mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

6.1 Testando os efeitos da decisão do Copom sobre a curva de juros

Nesta subseção, a amostra compreenderá o período de 19 de janeiro de 2000 a 20 de agosto de 2003,⁸ na qual analisaremos os efeitos das 45 reuniões do Copom, das quais em 25 delas não ocorreram alterações da meta para a taxa Selic e em 20 ocorreram mudanças: 10 quedas e 10 elevações; acrescentaremos duas alterações ocorridas entre as reuniões do Copom, devido à indicação de viés.

Seguiremos a metodologia de Hardy (1998), a qual examina a resposta da taxa de juros do mercado à alteração da taxa oficial, utilizando a seguinte regressão:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_t + e_t \quad (6)$$

onde a variável dependente é a variação na curva de juros do *swap* entre o dia t e outro dia t' ; $\Delta \ln Meta$ corresponde à variação da meta para a taxa Selic divulgada na reunião do Copom; e e_t corresponde ao erro ou componente não-sistemático.⁹

O coeficiente b_1 mede a média da surpresa da taxa de juros. Se as alterações na meta forem totalmente antecipadas, esse coeficiente deveria ser igual a 0. A Tabela 6 mostra os resultados da regressão. Verificamos que a magnitude de b_1 é decrescente ao longo dos vencimentos, exceto para o período $t + 1$ a t ; em outras palavras, o impacto do Copom é maior nas taxas de juros de curto prazo e, além

7. No Apêndice, mostramos os resultados empíricos usando a *proxy* para expectativas de meta antecipada, conforme dados coletados pelo Bacen, disponíveis em sua *homepage*. É possível verificar que os resultados qualitativos são os mesmos, reforçando a confiança na *proxy* utilizada.

8. Utilizamos este subperíodo pois as expectativas dos agentes com respeito à variação da meta para a taxa Selic só se encontram disponíveis para esse período.

9. Todas as variáveis são estacionárias.

TABELA 6
RESPOSTA DAS TAXAS DE *SWAP* PRÉ *VERSUS* DI A VARIAÇÕES NA META SELIC

Vencimento	$t-4$ a t		$t-1$ a t		$t+1$ a t		$t-4$ a $t+5$	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,6325** (0,2433)	41,60	0,4315*** (0,2238)	35,46	0,1681** (0,0756)	5,76	0,6781* (0,1752)	30,70
2 meses	0,6017** (0,2480)	35,11	0,4058*** (0,2139)	32,25	0,1964*** (0,1041)	6,35	0,6907* (0,1842)	27,45
3 meses	0,5519** (0,2562)	26,89	0,3512*** (0,1860)	28,75	0,1985*** (0,1033)	6,52	0,6558* (0,1909)	20,96
6 meses	0,3598 (0,2765)	10,23	0,1867 (0,1396)	9,79	0,2361** (0,1106)	8,75	0,4544** (0,2126)	8,32
12 meses	0,1086 (0,3125)	-1,25	0,0451 (0,1284)	-1,52	0,2452** (0,1127)	10,36	0,1306 (0,2919)	-1,54

Obs.: A amostra contém 47 observações — 22 alterações e 25 não-alterações — na meta da taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

disso, os R^2 ajustados são altos para prazos curtos e também decrescentes ao longo dos vencimentos.

O coeficiente b_1 revela que a divulgação da alteração na meta tem efeito significativo na taxa de juros dos *swaps* para quase todos os vencimentos, exceto para aqueles de 6 e 12 meses para os períodos que antecederam as reuniões do Copom, $t-4$ a t e $t-1$ a t .

A antecipação da mudança tem maior efeito nos dias que antecedem as reuniões, ou seja, a curva de juros de curto prazo antecipa os movimentos do Copom, não ocorrendo para os prazos mais longos. Uma explicação para tal comportamento poderia ser o fato de o mercado acreditar que a mudança será temporária, não alterando as TJLPs.¹⁰

Contudo, o impacto verificado após a reunião afeta mais as TJLPs. Para os dias após a reunião do Copom (t a $t+1$), o efeito é quase o mesmo para todas as taxas de juros dos *swaps* e todos os coeficientes são significativos, mostrando que parte da meta para a taxa Selic não foi antecipada. Esses resultados também são observados no período ($t-4$ a $t+5$), mas todos os coeficientes são maiores em

10. Como para prazos acima de um ano os *swaps* sofrem de baixa de liquidez, utilizamos a taxa de 12 meses como *proxy* para as taxas de "longo prazo".

relação ao período de $t - 4$ a t . Entretanto, o *swap* de 12 meses não é significativo, o que sugere que a curva de longo prazo não antecipa as decisões do Copom.

Esses resultados são similares aos encontrados por Hardy (1998), que analisou a reação das taxas de juros denominadas em euro-marco alemão às alterações na taxa oficial alemã, e Cook e Hahn (1989), que concluíram que as alterações na taxa básica da economia norte-americana causaram deslocamentos na curva de juros.

Uma questão interessante consiste em testar se o mercado de taxa de juros é eficiente. Nos referimos à eficiência de mercado no sentido de que as taxas de juros refletem totalmente as informações disponíveis. Com esse intuito, decomparamos a meta para a taxa Selic em duas partes, a primeira refere-se à expectativa dos analistas de mercado e a outra é a meta não-esperada, ou seja, a diferença entre a meta divulgada na reunião do Copom e a esperada pelos analistas de mercado financeiro.

Verificaremos se há resposta da curva de juros em relação às expectativas dos agentes quanto às metas para a taxa Selic, ou seja, se os agentes econômicos, com base nas informações disponíveis no mercado, ajustam suas taxas de juros previamente à reunião do Copom. Caso haja antecipação do mercado, o coeficiente b_1 deve ser não-significativo. Como já mencionado, as expectativas dos agentes econômicos foram obtidas de artigos de jornais que antecederam as reuniões do Copom. A regressão utilizada foi:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT,t} + e_t \quad (7)$$

na qual a variável independente corresponde à alteração da meta Selic esperada pelos analistas de mercado antes da reunião do Copom.¹¹

Os resultados estão disponíveis na Tabela 7 e demonstram que a expectativa da meta para a taxa Selic não afeta a curva de juros *ex post*, o que sugere que a *proxy* utilizada é razoável, ou seja, os agentes antecipam as decisões do Copom. Os desvios-padrão são altos em relação aos coeficientes estimados, o que revela que a variação da meta antecipada não é estatisticamente diferente de 0.

Agora, realizaremos um teste para verificar como o mercado se ajusta à nova informação, ou seja, a diferença entre a meta divulgada pelo Copom e a expectativa dos agentes do mercado, que denominaremos meta não-antecipada, e qual o impacto dessa variação sobre a curva de juros. Utilizamos a seguinte regressão:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{NÃO ANT,t} + e_t \quad (8)$$

11. Todas as variáveis são estacionárias.

TABELA 7
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA

Vencimento	t a $t + 1$		$t + 1$ a $t + 2$		$t + 2$ a $t + 3$	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	-0,0245 (0,0414)	-2,06	0,0621 (0,0870)	-1,26	-0,0243 (0,0400)	-1,98
2 meses	-0,0492 (0,0517)	-1,72	0,0792 (0,0808)	-0,94	0,0108 (0,0530)	-2,16
3 meses	-0,0358 (0,0544)	-1,96	0,0687 (0,0691)	-1,20	0,0097 (0,0576)	-2,18
6 meses	-0,0181 (0,0602)	-2,16	0,0403 (0,0632)	-1,86	0,0391 (0,0638)	-1,62
12 meses	-0,0098 (0,0626)	-2,20	0,0257 (0,0667)	-2,08	-0,0005 (0,0650)	-2,22

Obs.: A amostra contém 47 observações — 22 alterações e 25 não-alterações — na meta da taxa Selic, de 19/11/2000 a 20/8/2003.
Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

onde $\Delta \ln Meta_{NÃO ANT, t}$ corresponde à alteração da meta Selic não-esperada pelos analistas de mercado.¹²

Para que o mercado possa ser considerado eficiente, a nova informação deve se refletir nos preços imediatamente, por isso, espera-se que o coeficiente b_1 só seja significativo para a análise do dia da reunião até o dia útil seguinte (t a $t + 1$), pois a divulgação da decisão do Copom é feita no final da quarta-feira, quando, normalmente, já se encerraram os mercados.

Por outro lado, se os coeficientes dos dias seguintes ao da divulgação $t + 1$ a $t + 2$ e $t + 2$ a $t + 3$ forem negativos, podemos considerar que o mercado está reagindo com excesso às decisões do Copom (*overreaction*).

Verificamos na Tabela 8 que o coeficiente b_1 reflete o movimento na curva de juros associado às alterações não-esperadas pelos agentes econômicos quanto à alteração na meta para a taxa Selic. Comparando as variações ocorridas entre o dia da reunião do Copom e o próximo dia útil (t a $t + 1$), verificamos que o b_1 é significativo para todos os vencimentos de *swaps*, e maior impacto é observado no vencimento de 6 e 12 meses.

Adicionalmente, para o período $t + 1$ a $t + 2$, a variação da taxa de juros dos *swaps* responde negativamente, e no período $t + 2$ a $t + 3$, somente o *swap* de 12 meses é significativo, ou seja, a curva de juros de longo prazo demora mais para voltar ao equilíbrio. Portanto, os resultados sugerem que o mercado de taxa de

12. Todas as variáveis são estacionárias.

TABELA 8
RESPOSTA DAS TAXAS DE *SWAP* PRÉ *VERSUS* DI A VARIAÇÕES NA META SELIC NÃO-ANTECIPADA

Vencimento	t a $t+1$		$t+1$ a $t+2$		$t+2$ a $t+3$	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,2406* (0,0840)	10,76	-0,1661** (0,0811)	3,65	-0,0164 (0,0383)	-2,13
2 meses	0,3052* (0,0862)	14,20	-0,2036** (0,0888)	5,00	-0,0416 (0,0453)	-1,46
3 meses	0,2921* (0,0804)	12,82	-0,1824** (0,0801)	3,90	-0,0469 (0,0460)	-1,39
6 meses	0,3186* (0,0971)	13,64	-0,2072** (0,0902)	5,85	-0,0837 (0,0501)	0,10
12 meses	0,3204* (0,1051)	14,83	-0,1871*** (0,1000)	4,02	-0,1315*** (0,0712)	1,98

Obs.: A amostra contém 47 observações — 22 alterações e 25 não-alterações — na meta da taxa Selic, de 19/11/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

juros é ineficiente, e no primeiro dia após a reunião, o mercado reage exageradamente (*overreaction*) e após o segundo, o mercado gradualmente volta para o equilíbrio.

Esse resultado está em consonância com os obtidos em Brito, Duarte e Guillén (2003), que rejeitam a hipótese das expectativas da taxa de juros para o Brasil e encontram evidências de reação exagerada nas taxas de juros.

Outra constatação é que a meta não-antecipada afeta a estrutura a termo da taxa de juros, neste caso, a alteração da meta é entendida pelos agentes como sendo uma mudança permanente.

Outra comparação que podemos fazer é que o R^2 ajustado aumentou substancialmente, se comparado à análise anterior.

Analisaremos o impacto conjunto da meta antecipada e da não-antecipada.

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT,t} + b_2 \Delta \ln Meta_{NÃO ANT,t} + e_t \quad (9)$$

Neste teste, espera-se que haja resposta da taxa de juros dos *swaps* para as variações da meta Selic não-antecipada, uma vez que há evidências de que o mercado de taxa de juros pode ser considerado ineficiente.

Como podemos observar na Tabela 9A, as variações na meta antecipada não são significativas para nenhuma das regressões. Além disso, não há muita diferença na magnitude dos coeficientes estimados, que, mais uma vez, confirmam o resultado de que as variações na meta não-antecipada são significativas em comparação ao dia da reunião e o dia seguinte (t a $t + 1$), dois dias após a reunião em relação ao dia anterior ($t + 1$ a $t + 2$), exceto o vencimento de 12 meses, pois este é significativo no período que abrange o terceiro dia após a reunião em relação ao dia anterior ($t + 2$ a $t + 3$), revelando que a volta para o equilíbrio é mais lenta. Esses resultados sugerem que o mercado de taxa de juros possui um certo grau de ineficiência.

Além disso, podemos interpretar que o início da curva de juros antecipa as decisões do Copom e o final da curva se move mais lentamente que o início. Esse resultado motiva utilizar diferentes pedaços da curva para auxiliar na tomada de decisão de um investimento, dependendo de seu prazo.

Porém, o teste de Wald para $b_1 + b_2 = 0$ rejeita a hipótese nula ao nível de 5% de confiança para a comparação do dia da reunião e o dia seguinte (t a $t + 1$), conforme disposto na Tabela 9B. Em outras palavras, só há impacto na curva de juros para o período t a $t + 1$.

TABELA 9A
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA E NA NÃO-ANTECIPADA

Vencimento	t a $t + 1$			$t + 1$ a $t + 2$			$t + 2$ a $t + 3$		
	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,0842 (0,0656)	0,2791* (0,0941)	10,30	-0,0032 (0,0979)	-0,1675** (0,0724)	1,46	-0,0373 (0,0476)	-0,0335 (0,0488)	-3,96
2 meses	0,0848 (0,0835)	0,3441* (0,1030)	13,51	-0,0001 (0,1054)	-0,2036** (0,0983)	2,85	-0,0066 (0,0586)	-0,0446 (0,0535)	-3,75
3 meses	0,0949 (0,0851)	0,3356* (0,1009)	12,40	-0,0028 (0,0969)	-0,1838*** (0,0966)	1,72	-0,0105 (0,0633)	-0,0517 (0,0548)	-3,65
6 meses	0,1290 (0,0937)	0,3777* (0,1116)	14,25	-0,0491 (0,1074)	-0,2296*** (0,1180)	4,16	0,0079 (0,0667)	-0,0800 (0,0553)	-2,14
12 meses	0,1399 (0,0980)	0,3844* (0,1159)	16,10	-0,0574 (0,1198)	-0,2134 (0,1357)	2,42	-0,0629 (0,0872)	-0,1603*** (0,0874)	0,71

Obs.: A amostra contém 47 observações — 22 alterações e 25 não-alterações — na meta da taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA 9B
TESTE DE WALD ($H_0: b_1 + b_2 = 0$)

Vencimento	Estatística χ^2		
	Alteração t a $t + 1$	Alteração $t + 1$ a $t + 2$	Alteração $t + 2$ a $t + 3$
1 mês	7,10* (0,0077)	1,82 (0,1768)	0,67 (0,4141)
2 meses	6,70* (0,0096)	1,41 (0,2341)	0,27 (0,5996)
3 meses	6,49** (0,0108)	1,20 (0,2737)	0,36 (0,5467)
6 meses	7,98* (0,0047)	1,78 (0,1825)	0,49 (0,4843)
12 meses	8,26* (0,0040)	1,26 (0,2615)	2,05 (0,1522)

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Valor-p entre parênteses.

Os resultados encontrados são consistentes com os de Thornton (1998), que encontrou evidências de que as taxas de juros só respondem às alterações na meta não-antecipada devido ao efeito da alteração na meta da taxa básica da economia.

6.2 Testando os efeitos da política monetária ativa sobre a curva de juros

Nesta subseção, faremos as mesmas regressões da subseção anterior, com o intuito de verificar se os resultados obtidos são alterados quando analisamos a amostra contendo somente as 22 reuniões do Copom que alteraram a meta da taxa Selic, sendo divididas em 12 quedas e 10 aumentos, ou seja, as reuniões que o Copom decidiu não alterar a meta para taxa Selic foram excluídas da análise. Para tanto, chamaremos de política monetária ativa os eventos em que o Copom alterou a meta para a taxa Selic.

Estimaremos os efeitos da decisão do Copom sobre a curva de juros, utilizando a equação a seguir:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_t + e_t \quad (10)$$

A Tabela 10 mostra os resultados da regressão. Os coeficientes são menores em relação ao resultado da Tabela 6, em que analisamos a amostra compreendendo

TABELA 10
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAPPÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC

Vencimento	t-4 a t		t-1 a t		t a t+1		t-4 a t+5	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,6228* (0,2251)	43,30	0,4238** (0,2121)	35,54	0,1691** (0,0741)	3,41	0,6740* (0,1643)	30,61
2 meses	0,5916* (0,2285)	37,52	0,3978*** (0,2035)	33,21	0,1976*** (0,1016)	4,09	0,6862* (0,1719)	28,57
3 meses	0,5410** (0,2389)	29,18	0,3439*** (0,1797)	30,92	0,2007*** (0,1032)	4,63	0,6360* (0,1890)	21,58
6 meses	0,3551 (0,2596)	12,35	0,1853 (0,1418)	11,35	0,2402** (0,1151)	7,62	0,4349** (0,2140)	9,63
12 meses	0,1128 (0,2893)	-3,21	0,0483 (0,1238)	-3,44	0,2524** (0,1206)	10,89	0,1266 (0,2834)	-3,83

Obs.: A amostra contém 22 alterações na meta da taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

todas as reuniões do Copom, mas sua significância não foi alterada. Podemos concluir que mesmo nas ocasiões em que o Copom não alterou a meta para a taxa Selic, o mercado respondeu a essas não-alterações, ou seja, a decisão do Copom em manter a meta para taxa Selic inalterada possui tanta informação quanto aquelas em que há alterações na meta.

Esse resultado está em linha com os encontrados por Roley e Sellon (1998b e 1999), em que as taxas de juros de curto e médio prazos sofreram impactos mesmo quando o FOMC não alterou a taxa básica da economia.

Verificaremos se os agentes anteciparam as decisões do Copom, analisando o impacto da expectativa da meta para a taxa Selic na estrutura a termo da taxa de juros:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT,t} + e_t \quad (11)$$

Os resultados dispostos na Tabela 11 mostram que o coeficiente b_1 não é significativo para nenhuma das regressões e os valores obtidos são maiores em relação aos resultados da Tabela 7, mostrando que eles são robustos e que não há alteração na estrutura a termo da taxa de juros, uma vez que o mercado antecipou as decisões do Copom.

TABELA 11
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA

Vencimento	t a $t+1$		$t+1$ a $t+2$		$t+2$ a $t+3$	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	-0,0189 (0,0630)	-4,93	0,0997 (0,1345)	-2,81	-0,0423 (0,0488)	-3,97
2 meses	-0,0391 (0,0776)	-4,77	0,1131 (0,1316)	-2,37	-0,0516 (0,1840)	-4,62
3 meses	-0,0131 (0,0779)	-4,97	0,0976 (0,1182)	-2,61	-0,0374 (0,0608)	-4,39
6 meses	0,0008 (0,0798)	-5,00	0,0624 (0,1093)	-3,90	-0,0115 (0,0676)	-4,94
12 meses	0,0077 (0,0709)	-5,00	0,0575 (0,1082)	-4,07	-0,0342 (0,0851)	-4,61

Obs.: A amostra contém 22 alterações na meta da taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

Estudaremos o impacto da mudança não-antecipada da meta para a taxa Selic sobre a curva de juros, utilizando a seguinte regressão:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{NÃO\ ANT, t} + e_t \quad (12)$$

Os resultados da regressão estão na Tabela 12. Comparando-os com a Tabela 8, verificamos que os valores dos coeficientes são maiores quando comparado t a $t+1$ e menores em $t+1$ a $t+2$, porém, a retirada das reuniões em que o Copom manteve a meta inalterada não traz alterações na significância dos coeficientes, o que demonstra que os resultados são consistentes.

Analisaremos os impactos da meta antecipada e da não-antecipada adotando a seguinte equação:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT, t} + b_2 \Delta \ln Meta_{NÃO\ ANT, t} + e_t \quad (13)$$

Os resultados da regressão estão dispostos na Tabela 13A. Não há diferenças significativas quanto ao impacto da variação da meta não-antecipada na curva de juros comparando com os resultados da Tabela 9A, exceto o vencimento de 12 meses para o período $t+1$ a $t+2$ que se tornou significativo.

Com base no teste de Wald, verificamos que o *swap* de um mês para o período de dois dias após a reunião e o dia anterior ($t+1$ a $t+2$) tornou-se significativo ao nível de 90% de confiança, o que difere do encontrado na Tabela 9B.

TABELA 12
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC NÃO-ANTECIPADA

Vencimento	t a t + 1		t + 1 a t + 2		t + 2 a t + 3	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,3592* (0,1039)	14,16	-0,2766** (0,1262)	8,16	-0,0045 (0,0624)	-4,99
2 meses	0,4416* (0,1077)	17,90	-0,3180** (0,1426)	11,23	0,1213 (0,1226)	-3,37
3 meses	0,4144* (0,1024)	15,72	-0,2822** (0,1277)	10,59	0,0043 (0,0666)	-4,99
6 meses	0,4747* (0,1058)	19,89	-0,3311** (0,1450)	19,04	-0,0365 (0,0619)	-4,55
12 meses	0,4901* (0,1070)	25,25	-0,3224** (0,1599)	17,83	-0,1599*** (0,0944)	1,55

Obs.: A amostra contém 22 alterações na meta da taxa Selic, de 19/01/2000 a 20/08/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA 13A
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA E NA NÃO-ANTECIPADA

Vencimento	t a t + 1			t + 1 a t + 2			t + 2 a t + 3		
	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,0234 (0,0696)	0,3627* (0,1115)	9,75	0,0686 (0,1306)	-0,2663** (0,1157)	4,40	-0,0436 (0,0534)	-0,0110 (0,0688)	-9,38
2 meses	0,0126 (0,0862)	0,4435* (0,1149)	13,60	0,0774 (0,1329)	-0,3065** (0,1373)	7,83	0,0669 (0,1761)	0,1313 (0,1118)	-8,16
3 meses	0,0358 (0,0878)	0,4198* (0,1131)	11,49	0,0658 (0,1234)	-0,2724** (0,1246)	7,00	-0,0375 (0,0645)	-0,0013 (0,0720)	-9,89
6 meses	0,0572 (0,0871)	0,4832* (0,1190)	16,15	0,0242 (0,1265)	-0,3275** (0,1467)	14,95	-0,0160 (0,0733)	-0,0389 (0,0642)	-9,94
12 meses	0,0660 (0,0814)	0,4999* (0,1210)	22,04	0,0202 (0,1298)	-0,3194** (0,1643)	13,62	-0,0538 (0,1026)	-0,1679** (0,0976)	-2,65

Obs.: A amostra contém 22 alterações na meta da taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA 13B
TESTE DE WALD ($H_0: b_1 + b_2 = 0$)

Vencimento	Estatística χ^2		
	t a $t+1$	$t+1$ a $t+2$	$t+2$ a $t+3$
1 mês	6,88* (0,0087)	3,51*** (0,0608)	0,29 (0,5927)
2 meses	7,80* (0,0052)	2,48 (0,1149)	2,08 (0,1484)
3 meses	7,25* (0,0071)	2,07 (0,1500)	0,12 (0,7248)
6 meses	9,24* (0,0024)	2,69 (0,1009)	0,28 (0,5980)
12 meses	9,81* (0,0017)	1,97 (0,1599)	2,03 (0,1543)

* Indica significância a 1%.

*** Indica significância a 10%.

Valor-p entre parênteses.

6.3 Testando os efeitos da política monetária inativa sobre a curva de juros

Nesta subseção, analisaremos os efeitos das 25 reuniões do Copom que não alteraram a meta da taxa Selic, e em seis ocasiões o Copom contrariou a expectativa dos analistas de mercado que esperavam alteração nela.

Verificaremos os impactos da mudança não-antecipada da meta para a taxa Selic estimando a seguinte regressão:

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{NÃO ANT, t} + e_t \quad (14)$$

Na Tabela 14 estão os resultados da regressão. Verificamos que a magnitude dos coeficientes é diferente em relação aos resultados das Tabelas 8 e 12.

Neste caso, o *swap* com vencimento de 12 meses deixou de ser significativo para o período que compreende o dia da reunião em relação ao dia seguinte (t a $t+1$) e os *swaps* de 2 e 6 meses respondem em até 3 dias após a reunião do Copom.

Esses resultados revelam que a estrutura a termo da taxa de juros responde às decisões do Copom mesmo quando não há alteração da meta para a taxa Selic, pois os agentes econômicos acreditam que, nessas ocasiões, o Copom transmite nova informação ao mercado.

TABELA 14
RESPOSTA DAS TAXAS DE *SWAP* PRÉ *VERSUS* DI A VARIÁÇÕES NA META SELIC NÃO-
ANTECIPADA

Vencimento	<i>t</i> a <i>t</i> + 1		<i>t</i> + 1 a <i>t</i> + 2		<i>t</i> + 2 a <i>t</i> + 3	
	<i>b</i> ₁	\bar{R}^2 (%)	<i>b</i> ₁	\bar{R}^2 (%)	<i>b</i> ₁	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,0370** (0,0074)	1,48	0,0220 (0,0296)	-4,15	-0,0240 (0,0171)	-4,18
2 meses	0,0716* (0,0178)	8,94	-0,0053 (0,0326)	-4,34	-0,0942** (0,0223)	3,25
3 meses	0,0849* (0,0199)	4,81	-0,0074 (0,0363)	-4,34	0,0869 (0,0544)	-3,54
6 meses	0,0566** (0,0248)	-2,01	0,0074 (0,0229)	-4,34	-0,1569* (0,0552)	4,61
12 meses	0,0413 (0,0488)	-3,56	0,0448** (0,0187)	-4,06	-0,0777 (0,0641)	-2,91

Obs.: A amostra contém 25 não-alterações da meta para a taxa Selic, de 19/1/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

6.4 Estimando a probabilidade de alteração na meta da taxa Selic

Nesta subsecção, estimaremos a probabilidade de o Copom alterar a meta para a taxa Selic, utilizando o modelo *probit*, que supõe que a probabilidade possui distribuição acumulada normal.

6.4.1 Estimando a probabilidade utilizando como variável independente as taxas de *swaps*

Nesta subsecção verificaremos se há como estimar a probabilidade de o Copom alterar a meta para a taxa Selic utilizando como variável independente a variação na taxa de juros dos *swaps*. Para tanto, adotamos a seguinte equação:

$$\Pr(\Delta \text{Meta} = 1 | \Delta i_t, \beta) = 1 - \Phi(-x'_i \beta) = \Phi(x'_i \beta) \quad (15)$$

onde Φ é a função de distribuição acumulada da distribuição-padrão normal; ΔMeta corresponde à variável binária que assume valor 1 quando houve alteração na meta da taxa Selic e 0 em caso contrário; e Δi_t consiste na variação na taxa de

juros de *swap* entre o dia posterior ao da reunião de um dado mês e o dia anterior ao da reunião do mês seguinte.

Os resultados estão dispostos na Tabela 15. Verificamos que os coeficientes b_0 e b_1 não são significativos para nenhuma das regressões, ou seja, as taxas de juros de mercado não indicam a provável decisão do Copom.

TABELA 15
ESTIMAÇÃO DA PROBABILIDADE DE ALTERAÇÃO DA META PARA A TAXA SELIC

Vencimento	b_0	b_1	R^2 (%)
1 mês	-0,0577 (0,1816)	26,2043 (23,6670)	1,86
2 meses	-0,0612 (0,1828)	23,1100 (19,7951)	1,87
3 meses	-0,0567 (0,1839)	19,7441 (18,1633)	1,55
6 meses	-0,0622 (0,1856)	13,7498 (15,9501)	1,14
12 meses	-0,0673 (0,1853)	9,1350 (12,9087)	0,84

Obs.: A amostra contém 47 observações, de 19/1/2003 a 20/8/2003.

Erro-padrão e co-variância corrigidos por Hube/White entre parênteses.

R^2 de McFadden.

Fizemos a mesma estimação utilizando o modelo *logit*, porém os resultados qualitativos foram os mesmos.

Como teste de robustez, faremos a mesma estimação, alterando o período de variação das taxas. Nesse caso, analisaremos a variação na taxa de juros de *swap* entre cinco dias e um dia anterior ao da reunião do Copom ($t - 5$ a $t - 1$).

$$\Pr(\Delta Meta = 1 | \Delta i_t, \beta) = 1 - \Phi(-x'_t \beta) = \Phi(x'_t \beta) \quad (16)$$

Os resultados estão dispostos na Tabela 16. Verificamos que o coeficiente b_1 é significativo para os vencimentos de 1 e 2 meses, ou seja, as taxas de juros de curto prazo indicam provável alteração da meta para a taxa Selic.

TABELA 16
ESTIMAÇÃO DA PROBABILIDADE DE ALTERAÇÃO DA META PARA A TAXA SELIC

Vencimento	b_0	b_1	R^2 (%)
1 mês	-0,0450 (0,1842)	97,1156** (47,9850)	5,74
2 meses	-0,0523 (0,1834)	70,2246*** (40,1268)	4,23
3 meses	-0,0543 (0,1829)	48,4190 (34,2308)	2,87
6 meses	-0,0741 (0,1835)	24,7237 (28,0853)	1,09
12 meses	-0,0787 (0,1832)	4,1368 (25,1659)	0,04

Obs.: A amostra contém 47 observações, de 19/1/2003 a 20/8/2003.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão e co-variância corrigidos por Hube/White entre parênteses.

R^2 de McFadden.

6.4.2 Estimando a probabilidade, utilizando como variável independente a expectativa para a meta Selic

Nesta subseção verificaremos se a expectativa do mercado é um bom indicador de qual será a decisão do Copom. Utilizamos como dado de entrada a variável, que chamaremos de expectativa, que corresponde à variável binária que assume valor 1 quando os agentes do mercado financeiro esperavam alteração da meta para a taxa Selic e 0 caso contrário. Estimamos conforme equação a seguir:

$$\Pr(\Delta \text{Meta} = 1 | \text{expectativa}, \beta) = 1 - \Phi(-x'_i \beta) = \Phi(x'_i \beta) \quad (17)$$

Demonstramos os resultados na Tabela 17. Verificamos que o coeficiente b_1 é significativo, ou seja, a expectativa dos agentes do mercado financeiro é uma boa *proxy*.

Porém, as probabilidades de que haja uma alteração na meta são maiores do que seriam observadas se o mercado fosse eficiente, em que eficiência é entendida como sendo $b_0 = 0$ e $b_1 = 1$ (isto é, ausência de viés). Isso pode significar que os agentes dão grande importância nas variações da meta, ou de que existe uma assimetria nos impactos das alterações da meta sobre os agentes da economia.

Se o Bacen altera a meta da taxa de juros, isso traz alterações na curva de juros, o que afeta a rentabilidade das carteiras de fundos de renda fixa. Portanto,

TABELA 17
ESTIMAÇÃO DA PROBABILIDADE DE ALTERAÇÃO DA META PARA A TAXA SELIC

b_0	b_1	R^2	Teste de Wald	
			$b_0 = 0$ e $b_1 = 1$	$b_1 = 1$
0,7063* (0,2748)	1,3109* (0,3964)	17,90%	8,5229** (0,0141)	0,6150 (0,4329)

Obs.: A amostra contém 47 observações, de 19/1/2003 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Erro-padrão e co-variância corrigidos por Hube/White entre parênteses.

R^2 de McFadden.

Valor-p entre parênteses, no caso de teste de Wald.

as alterações na meta podem trazer ganhos ou prejuízos e a rejeição de ausência de vies pode significar um prêmio por risco de alterações na meta da taxa de juros de política brasileira.

6.5 Estimando os efeitos da meta antecipada sobre a meta Selic

Nesta subseção, analisaremos os efeitos da meta antecipada sobre a meta da taxa Selic.

$$\Delta \ln Meta = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT} + e_t \quad (18)$$

Os resultados da Tabela 18 mostram que os agentes do mercado financeiro superestimaram a variação da meta para a taxa Selic, ou seja, as decisões do Copom foram mais conservadoras do que o mercado esperava.

Outro teste de eficiência de mercado pode ser feito através do teste de Wald para $b_0 = 0$ e $b_1 = 1$. Além disso, a *proxy* utilizada é viesada e, por isso, devemos

TABELA 18
RESPOSTA DA VARIAÇÃO NA TAXA PARA A META SELIC A VARIAÇÕES NA META ANTECIPADA

b_0	b_1	\bar{R}^2	Teste de Wald	
			$b_0 = 0$ e $b_1 = 1$	$b_1 = 1$
0,0001 (0,0007)	0,6104* (0,1751)	33,31%	6,4181** (0,0404)	4,9498** (0,0261)

Obs.: A amostra contém 47 observações, de 19/1/2003 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Erro-padrão e co-variância corrigidos por Newey e West (1987) entre parênteses.

Valor-p entre parênteses, no caso de teste de Wald.

utilizar a meta não-antecipada como sendo o erro dessa regressão e não a calculada pela diferença entre a taxa para a meta Selic e a meta esperada pelos analistas, como feito anteriormente.

6.6 Estimando os efeitos da meta não-antecipada não viesada

Nesta subseção, analisaremos os impactos da meta não-antecipada sobre a taxa de juros, calculada a partir dos erros da regressão do item anterior.

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{NÃO.ANT} + e_t \quad (19)$$

Os resultados estão dispostos na Tabela 19 e não diferem dos encontrados na Tabela 8, exceto para o *swap* de 12 meses na comparação $t + 1$ a $t + 2$ que deixou de ser significativo, o que comprova a robustez dos resultados.

TABELA 19
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC NÃO-ANTECIPADA

Vencimento	t a $t + 1$		$t + 1$ a $t + 2$		$t + 2$ a $t + 3$	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,2791* (0,0924)	12,13	-0,1675** (0,0783)	2,69	-0,0335 (0,0494)	-1,90
2 meses	0,3441* (0,1042)	14,93	-0,2036*** (0,1084)	3,72	-0,0446 (0,0526)	-1,50
3 meses	0,3356* (0,1017)	14,08	-0,1838*** (0,1061)	2,88	-0,0517 (0,0540)	-1,39
6 meses	0,3777* (0,1110)	16,09	-0,2296*** (0,1230)	5,93	-0,0800 (0,0561)	-0,47
12 meses	0,3844* (0,1148)	17,95	-0,2134 (0,1385)	4,45	-0,1604*** (0,0864)	2,91

Obs.: A amostra contém 47 observações — 22 alterações e 25 não-alterações — na meta da taxa Selic, de 19/11/2000 a 20/8/2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

7 CONCLUSÃO

Os resultados encontrados neste trabalho mostram que a estrutura a termo da taxa de juros responde às decisões do Copom, medidas pela alteração da meta para a taxa Selic. Esse resultado é robusto à utilização de duas amostras distintas:

uma contendo todas as reuniões do Copom e outra com apenas os eventos em que a taxa básica de juros foi alterada.

A curva de juros de curto prazo antecipa os movimentos do Copom, porém isso não ocorre para os prazos de 6 e 12 meses, ou seja, o final da curva se move mais lentamente que o seu início. Além disso, o impacto do Copom é absorvido pelas taxas de juros de curto prazo nos dias que antecedem a reunião. O impacto verificado após a reunião afeta mais as TJLP.

Ao decompor a meta para a taxa Selic em meta antecipada pelos agentes do mercado financeiro e em não-antecipada, encontramos indícios de que o mercado de taxa de juros não pode ser considerado eficiente, pois os impactos na curva de juros podem durar mais que um dia; além disso, os resultados revelam que o mercado reage exageradamente (*overreaction*).

Adicionalmente, os agentes anteciparam as decisões do Copom, mas essas previsões não são perfeitas, isto é, foi rejeitada a hipótese usual na literatura de *perfect foresight*. Uma justificativa para essas antecipações pode estar relacionada com a maior transparência da política monetária devido à implementação da meta para inflação, ocorrida em junho de 1999. Como a amostra começa em janeiro de 2000, temos que os agentes já teriam aprendido a antecipar, ao menos parcialmente, os movimentos da taxa de juros.

Outro resultado interessante é que a meta antecipada não ajuda a explicar a variação da taxa de juros, e os resultados sugerem que somente a meta não-antecipada afeta a curva de juros, onde concluímos que a *proxy* utilizada é razoável. O resultado é consistente com diferentes formas de se medir as expectativas.

Outro fato importante é que, mesmo nas decisões em que o Copom manteve a meta para a taxa Selic inalterada, a curva de juros respondeu ativamente. Os resultados revelam que a não-alteração da meta também contém informações relevantes para o mercado.

Sugerimos algumas linhas de pesquisa futura. A primeira refere-se à análise das atas do Copom no intuito de se verificar se há impactos na curva de juros devido à divulgação do relatório, ou seja, se as atas possuem conteúdo informacional. Outra questão importante a ser pesquisada seria um estudo sobre o impacto da política monetária sobre as taxas de câmbio, analisando como as decisões do Copom afetam as taxas de câmbio.

APÊNDICE

TABELA A.1

RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_t + e_t$$

Vencimento	t - 4 a t		t - 1 a t		t + 1 a t		t - 4 a t + 5	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,6992** (0,3263)	50,56	0,5180*** (0,2821)	44,23	0,1246*** (0,0631)	35,03	0,6769* (0,2228)	61,65
2 meses	0,6488*** (0,2480)	43,03	0,4979*** (0,2139)	43,60	0,1661 (0,1041)	30,34	0,6736** (0,1842)	50,75
3 meses	0,5807 (0,3525)	34,11	0,4283*** (0,2341)	41,31	0,1651 (0,1005)	27,49	0,6212** (0,2416)	37,52
6 meses	0,3111 (0,3794)	6,61	0,2298 (0,1878)	14,94	0,2144*** (0,1062)	26,68	0,3315 (0,2506)	4,89
12 meses	-0,0103 (0,4076)	-4,75	0,0321 (0,1762)	-4,40	0,22274*** (0,1115)	19,90	-0,0661 (0,3008)	-4,51

Obs.: A amostra contém 23 observações, de novembro de 2001 a agosto de 2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA A.2

RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln Meta_{ANT,t} + e_t$$

Vencimento	t a t + 1		t + 1 a t + 2		t + 2 a t + 3	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,0143 (0,0296)	-4,41	0,0175 (0,0430)	-4,59	0,0381 (0,0419)	-3,88
2 meses	0,0061 (0,0373)	-4,73	0,0547 (0,0590)	-3,84	0,0629** (0,0234)	2,04
3 meses	0,0145 (0,0365)	-4,60	0,0829 (0,0653)	-2,81	0,0590** (0,0242)	0,05
6 meses	0,0510 (0,0417)	-3,58	0,1103 (0,0838)	-2,22	0,1151* (0,0348)	2,43
12 meses	0,0450 (0,0518)	-4,12	0,1407 (0,1117)	-1,37	0,0916 (0,0588)	-2,48

Obs.: A amostra contém 23 observações, de novembro de 2001 a agosto de 2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA A.3
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC NÃO-ANTECIPADA

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \text{Meta}_{\text{NÃO-ANT},t} + e_t$$

Vencimento	t a t+1		t+1 a t+2		t+2 a t+3	
	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)	b_1	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,2006* (0,0609)	54,43	-0,1927*** (0,0944)	12,84	-0,0252 (0,0413)	-4,43
2 meses	0,2825** (0,1104)	53,48	-0,2633** (0,1238)	13,68	-0,0277 (0,0326)	-3,62
3 meses	0,2711** (0,1090)	45,09	-0,2586** (0,1125)	11,61	-0,0362 (0,0361)	-3,19
6 meses	0,3148** (0,1268)	34,10	-0,3465** (0,1268)	16,83	-0,1140** (0,0530)	1,32
12 meses	0,3442** (0,1357)	27,65	-0,3584** (0,1407)	14,24	-0,2271* (0,0734)	7,31

Obs.: A amostra contém 23 observações, de novembro de 2001 a agosto de 2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

TABELA A.4
RESPOSTA DAS TAXAS DE SWAP PRÉ VERSUS DI A VARIAÇÕES NA META SELIC ANTECIPADA E NA NÃO-ANTECIPADA

$$\Delta i_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \text{Meta}_{\text{ANT},t} + b_2 \Delta \ln \text{Meta}_{\text{NÃO-ANT},t} + e_t$$

Vencimento	t a t+1			t+1 a t+2			t+2 a t+3		
	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)	b_1	b_2	\bar{R}^2 (%)
1 mês	0,0522** (0,0204)	0,2115* (0,0590)	56,86	-0,0177 (0,0613)	-0,1964*** (0,0999)	8,66	0,0349 (0,0388)	-0,0179 (0,0384)	-8,90
2 meses	0,0590 (0,0380)	0,2948** (0,1109)	54,13	0,0077 (0,0820)	-0,2617*** (0,1321)	9,38	0,0602** (0,0213)	-0,0152 (0,0286)	-2,51
3 meses	0,0656 (0,0404)	0,2847** (0,1080)	45,77	0,0379 (0,0789)	-0,2507** (0,1188)	7,60	0,0545** (0,0214)	-0,0249 (0,0310)	-4,19
6 meses	0,1116** (0,0504)	0,3380** (0,1209)	36,53	0,0500 (0,0948)	-0,3361** (0,1325)	13,19	0,0983* (0,0294)	-0,0935*** (0,0472)	1,69
12 meses	0,1109*** (0,0587)	0,3673* (0,1290)	27,98	0,0793 (0,1178)	-0,3419** (0,1450)	11,05	0,0528 (0,0628)	-0,2161** (0,0762)	3,45

Obs.: A amostra contém 23 observações, de novembro de 2001 a agosto de 2003.

* Indica significância a 1%.

** Indica significância a 5%.

*** Indica significância a 10%.

Erro-padrão corrigido por Newey e West (1987) entre parênteses.

ABSTRACT

This paper examines the information content of Copom decisions estimating the response of the term structure of interest rates to changes in the target for the Selic rate. We built a proxy variable for the anticipated and non anticipated components of monetary policy. Then, we perform an event study to evaluate the effects of each component on the term structure. Empirical results suggest that financial market participants anticipate, at least partially, Copom's decisions and that there is an overreaction effect.

BIBLIOGRAFIA

- AFANASIEFF, T. S., LHACER, P. M. V., NAKANE, M. I. *The determinants of bank interest spread in Brazil*. Banco Central do Brasil, ago. 2003 (Working Paper, 46).
- BALDUZZI, P., BERTOLA, G., FORESI, S. A model of target changes and the term structure of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 39, n. 2, p. 223-249, 1997.
- BRITO, R., DUARTE, A. J. M., GUILLÉN, O. T. C. *O prêmio pela maturidade na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras*. Banco Central do Brasil, maio 2003 (Working Paper, 72).
- CAMPBELL, J. Y., SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 3, p. 495-514, May 1991.
- COOK, T., HAHN, T. The information of discount rate announcements and their effect on market interest rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 20, p. 167-180, May 1988.
- . The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, v. 24, p. 331-351, Nov. 1989.
- ELTON, E. J., GRUBER, M. J. *Modern portfolio theory and investment analysis*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- FAMA, E. Efficient capital markets II. *Journal of Finance*, v. 26, n. 5, p. 1.575-1.617, Dec. 1991.
- FISHER, I. Appreciation and interest. *Publications of the American Economic Association*, v. 11, n. 4, p. 1-98, July 1896.
- HAKKIO, C. S., PEARCE, D. K. Discount rate policy under alternative operating procedures: an empirical investigation. *International Review of Economics and Finance*, v. 1, n. 1, p. 55-72, 1992.
- HALDANE, A. G., READ, V. *Monetary policy surprises and the yield curve*. Banking of England, 2000 (Working Paper, 106).
- HARDOUVELIS, G. The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries. *Journal of Monetary Economics*, v. 33, n. 2, p. 255-283, Apr. 1994.
- HARDY, D. C. Anticipation and surprises in Central Bank interest rate policy: the case of the Bundesbank. *International Monetary Fund*, v. 45, n. 4, p. 647-671, Dec. 1998.
- HULL, J. *Introdução aos mercados futuros e opções*. São Paulo: BM&F, 1996.
- JONDEAU, E., RICART, R. The expectations hypothesis of the term structure: tests on US, German, French and UK Euro-rates. *Journal of International Money and Finance*, v. 18, p. 725-750, Oct. 1999.

- MANKIW, N. G., GOLDFELD, S. M., SHILLER, R. J. The term structure of interest rates revisited. *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 61-110, 1986.
- MANKIW, N. G., MIRON J. A. The changing behaviour of the term structure of interest rates. *Quarterly Journal of Economics*, v. 101, n. 3, p. 211-228, May 1986.
- NEWBY, W., WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703-708, 1987.
- REINHART, V., SIMIN, T. The market reaction to federal reserve policy action from 1989 to 1992. *Journal of Economics and Business*, v. 49, n. 2, p. 149-168, Apr. 1997.
- ROLEY, V. V., SELTON Jr., G. H. Monetary policy actions and long-term interest rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, p. 73-89, Quarto Trimestre, 1995.
- . *The response of interest rate to anticipated and unanticipated monetary policy actions*. University of Washington, 1998a (Working Paper).
- . *Market reaction to monetary policy nonannouncements*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Aug. 1998b (Working Paper).
- . *The information content of monetary policy nonannouncements*. Federal Reserve Bank of Kansas City, Aug. 1999 (Working Paper).
- ROLEY, V. V., TROLL, R. The impact of discount rate changes on market interest rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, p. 27-39, Jan. 1984.
- SHILLER, R. J. The volatility of long term interest rates and expectations models of the term structure. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6, p. 1.190-1.219, Dec. 1979.
- SMIRLOCK, M., YAWITZ, J. Asset returns, discount rate changes and market efficiency. *Journal of Finance*, v. 40, p. 1.141-1.158, Sep. 1985.
- TABAK, B. M. *Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates*. Banco Central do Brasil, Feb. 2003 (Working Paper, 70).
- TABAK, B. M., ANDRADE, S. C. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 1, p. 19-43, jun. 2003.
- THORBECKE, W., ALAMI, T. The effect of changes in the federal funds rate on stock prices in the 1970s. *Journal of Economics and Business*, v. 46, p. 13-19, Feb. 1994.
- THORNTON, D. *The market's reaction to discount changes: what's behind the announcement effect?* The Federal Reserve Bank of St. Louis, Jan. 1992 (Working Paper).
- . Why do T-Bills rates react to discount rate changes? *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 27, p. 839-850, Nov. 1994.
- . The information content of discount rate announcements: what's behind the announcement effect. *Journal of Banking and Finance*, v. 22, n. 1, p. 83-108, Jan. 1998.
- TZAVALIS, E., WICKENS, M. R. Explaining the failures of the term spread models of the rational expectations hypothesis of the term structure. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 3, p. 364-380, Aug. 1997.

(Originais recebidos em novembro de 2003. Revistos em junho de 2004.)

