

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

**EDISON TICLE DE ANDRADE MELO E SOUZA FILHO**

**A ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS E A TRAJETÓRIA FUTURA DE  
INFLAÇÃO E ATIVIDADE ECONÔMICA: UM ESTUDO SOBRE O CASO  
BRASILEIRO**

**SÃO PAULO  
2006**

EDISON TICLE DE ANDRADE MELO E SOUZA FILHO

**A ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS E A TRAJETÓRIA FUTURA DE  
INFLAÇÃO E ATIVIDADE ECONÔMICA: UM ESTUDO SOBRE O CASO  
BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Economia Monetária.

Orientador: Prof. Dr. Alkimar R. Moura

SÃO PAULO

2006

Souza Filho, Edison Ticle de Andrade Melo e.

A Estrutura a Termo de Taxas de Juros e a Trajetória Futura de Inflação e Atividade Econômica: um Estudo sobre o Caso Brasileiro/ Edison Ticle de Andrade Melo e Souza Filho. - 2006.

73 f.

Orientador: Alkimar R. Moura

Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Taxas de juros - Brasil. 2. Inflação - Brasil. 3. Política monetária - Brasil. 4. Brasil – Política econômica. I. Moura, Alkimar Ribeiro. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.781.5(81)

EDISON TICLE DE ANDRADE MELO E SOUZA FILHO

**A ESTRUTURA A TERMO DE TAXAS DE JUROS E A TRAJETÓRIA FUTURA DE  
INFLAÇÃO E ATIVIDADE ECONÔMICA: UM ESTUDO SOBRE O CASO  
BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento: Economia Monetária.

Data de Aprovação: 13/02/2007

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Alkimar R. Moura (Orientador)  
FGV - EESP

Profª Dra. Maria Carolina da S. Leme  
FGV - EESP

Prof. Dr. Marcio G. Pinto Garcia  
PUC-Rio

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é examinar a hipótese de que a estrutura a termo das taxas de juros é um bom indicador antecedente das trajetórias futuras da inflação e da atividade econômica, especificamente para o caso brasileiro, no período de 1999 a 2006. As evidências empíricas, examinadas através de regressões da inclinação da curva de juros realizadas contra a variação futura da produção industrial (IBGE) apresentaram resultados pouco robustos, porém coeficientes significativos a 5% (para prazos de projeção de 3 a 18 meses). Quando controlada para outras variáveis explicativas, manteve seu poder de previsão, sugerindo que há conteúdo informacional relevante na inclinação da curva de juros para previsão da produção industrial futura. As regressões realizadas contra a variação futura do PIB a preços constantes (IBGE) apresentaram resultados bastante fracos e coeficientes pouco significativos. Por outro lado, os resultados empíricos das regressões do *spread* da curva de juros contra a variação futura da inflação (IPCA) mostraram-se robustos, para todas as especificações de diferencial de curva de juros. Novamente, quando controlada para outras variáveis explicativas, manteve seu poder de previsão. As conclusões deste trabalho permitem sugerir aos bancos centrais estar atentos à informação contida na estrutura a termo de juros, utilizando-a como mais um *input* de informação nos modelos utilizados pela autoridade monetária para suas decisões de política monetária.

**Palavras-Chave:** Estrutura a Termo de Taxas de Juros. Inflação. Atividade Econômica. Política Monetária. Brasil.

## ABSTRACT

This paper's main objective is to provide empirical evidence that the term structure *spread* contains valuable information about both future inflation and economic activity paths, using Brazil's data since 1999 to 2006. Estimation using industrial production figures (IBGE) has shown weak results, yield curve *spread* coefficients were significant at 5% level of confidence (for 3 to 18 months ahead of projection). Even when controlled for other explicative variables, the yield curve *spread* has kept its predictive power. Estimation using real GDP figures (IBGE) provided very weak results and not significant coefficients. On the other hand, empirical evidence indicated that the term structure slope does have a great deal of predictive power for future changes in inflation (IPCA), irrespective of the slope measure chosen. Again, even when controlled for other explicative variables, the yield curve *spread* has shown additional information about future inflation path. The evidence in this paper suggests that central banks might pay attention to the information contained in the term structure, acknowledging it as another important input for their process of monetary policy decision.

**Keywords:** Term Structure of Interest Rates. Inflation. Economic Activity. Monetary Policy. Brazil.

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	8
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	10
2.1 A estrutura a termo de juros: uma breve revisão teórica .....	10
2.2 Estudos empíricos para economias desenvolvidas .....	11
2.2.1 A estrutura a termo de juros como indicador do produto real .....	15
2.2.2 A estrutura a termo de juros como indicador da inflação futura .....	18
2.3 Estudos empíricos para economias emergentes .....	21
3 O CASO BRASILEIRO .....	25
4 RESULTADOS .....	30
4.1 SPREAD da curva de juros e atividade econômica .....	31
4.2 SPREAD da curva de juros e inflação .....	40
5 CONCLUSÕES FINAIS .....	47
REFERÊNCIAS .....	49
ANEXOS .....	54

## 1 INTRODUÇÃO

A análise da estrutura a termo de juros é uma questão importante para a condução da política monetária, particularmente como indicador das expectativas de mercado acerca da postura adotada pelos bancos centrais. Ainda que raramente seja o instrumento de política monetária escolhido pelo banco central, a curva de juros contém informações relevantes tanto para os participantes de mercado, como para o próprio banco central. Como observou o membro do Conselho do Banco de Reserva Federal (Board of the Federal Reserve System) dos Estados Unidos da América (E.U.A.) Kevin M. Warsh<sup>1</sup>, “as informações contidas nos preços dos ativos, principalmente nas curvas de juros de mercado, são claramente muito importantes para a boa condução monetária, pois contêm elementos preciosos do ponto de vista de expectativas dos agentes e, portanto, devem ser levadas em consideração pela autoridade quando da tomada de suas decisões. A boa comunicação dos bancos centrais com o mercado possibilita ainda uma melhor interpretação dos sinais emitidos pelos preços dos ativos financeiros.”

Há uma literatura internacional vasta que procura examinar o conteúdo preditivo e informacional da curva de juros, principalmente no que tange à inflação futura e ao crescimento do produto real. Mishkin (1990a), Mishkin (1990b) e Estrella e Mishkin (1995) examinam o conteúdo informacional da curva de juros para vários países, em diferentes períodos de tempo, procurando mensurar, em linhas gerais, o poder preditivo da estrutura a termo de juros para várias medidas de inflação e crescimento do produto real. Por consequência, discutem a relevância desta informação para as decisões de política monetária dos bancos centrais. Estes estudos empíricos demonstram que a curva de juros (a inclinação, especificamente, mensurada por diversos indicadores de diferencial de taxas de maturidade curta e longa) pode ser um bom indicador para o comportamento da inflação futura e da atividade econômica. Como observam Estrella e Mishkin (1995), “ainda que os resultados obtidos não apontem para um papel formal para a estrutura a termo de juros na condução da política monetária (como instrumento primário dos bancos centrais, por exemplo), há argumentos fortes para a inclusão da curva de juros nas discussões de

---

<sup>1</sup>Remarks by Governor Kevin M. Warsh at the New York Stock Exchange, New York, NY. November 21, 2006, extraído de <http://www.federalreserve.gov/>

política monetária, apenas como um simples e acurado indicador antecedente de atividade real e inflação”.

O objetivo deste trabalho é examinar a hipótese de que a estrutura a termo das taxas de juros contém informação relevante a respeito da trajetória futura da inflação e da atividade econômica, estudando especificamente o caso brasileiro. No próximo capítulo será feita uma breve revisão das teorias de estrutura a termo da taxa de juros, bem como uma revisão bibliográfica da literatura internacional acerca do poder preditivo da curva de juros para variáveis econômicas. No capítulo 3, será apresentada a metodologia para as inferências do caso brasileiro, bem como será analisado o comportamento da curva de juros brasileira no período em questão. No capítulo 4, serão apresentados e discutidos os resultados obtidos. Finalmente, no capítulo 5, concluímos este trabalho, destacando suas limitações e realizando recomendações para pesquisas futuras.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 A estrutura a termo de juros: uma breve revisão teórica

Há basicamente duas teorias que explicam a estrutura a termo de taxa de juros: a teoria da expectativa da taxa de juros, que é dividida em teoria das expectativas puras, e teoria da liquidez; e a segunda, que se refere à teoria da segmentação de mercado.

A teoria da segmentação de mercado propõe que os agentes econômicos demonstram preferências definidas com relação aos prazos de vencimento dos ativos, sendo as taxas de juros arbitradas livremente pelo mecanismo de oferta e procura de cada segmento de mercado.

A teoria das expectativas puras propõe que as taxas de juros de longo prazo sejam a média geométrica das taxas de curto prazo correntes e previstas para o horizonte de maturação de um ativo de longo prazo. Desse modo, afirma que não existem fatores sistemáticos que afetam as taxas de juros de longo prazo e, portanto, a taxa de juro futura representa apenas a taxa de juros esperada. Segundo Walsh (1998), a estrutura a termo de um determinado período reflete as expectativas correntes de mercado de um conjunto de taxas de juros de curto prazo futuras. Assim, se  $i(n,t)$  for o rendimento nominal de maturidade de um título descontado  $n$  períodos no tempo  $t$ , e  $i(t)$  é a taxa de um período, a hipótese de expectativas puras com ausência de incerteza implicará:

$$(1 + i_{n,t})^n = \prod_{i=0}^{n-1} (1 + i_{t+i}) \quad (1)$$

Esta relação mostra que o rendimento de cada período é igual ao rendimento obtido de uma seqüência de um título de um período. Tomando o logaritmo em ambos os lados de (1), temos:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} i_{t+i} \quad (2)$$

Um título de  $n$  períodos torna-se um título de  $(n-1)$  períodos logo após um intervalo de tempo. Assim, as relações em logaritmo tornam-se:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n}i_t + \frac{n-1}{n}i_{n-1,t+1} \quad (3)$$

Todavia, para analisar as questões que envolvem a taxa de juros a termo e a política monetária, pode-se considerar apenas a taxa de juros de um e dois períodos. Assim, definindo-se  $I_t = i(2,t)$  como a taxa de juros de longo prazo, a equação da estrutura a termo torna-se, por aproximação:

$$I_t = \frac{1}{2}(i_t + E_t i_{t+1}) \quad (4)$$

A teoria da liquidez considera que há riscos associados com o investimento em ativos financeiros. Isso ocorre porque existe incerteza sobre o retorno de um ativo com a maturidade superior a um período. A incerteza aumenta sistematicamente com a maturidade do título. Então, os ativos de longa maturação serão demandados se a taxa de juros de longo prazo for maior do que a média das taxas de juros futuras acrescidas por um prêmio de risco. Assim, a taxa de juros de longo prazo deve refletir a expectativa de taxa de juros e o prêmio de liquidez.

A abordagem teórica mostra que tende a existir uma relação entre a taxa de juros corrente de curto prazo e a taxa de juros de curto prazo esperada no futuro. A taxa de juros nominal de curto prazo depende da oferta monetária corrente e da taxa de juros de curto prazo esperada no futuro. Esta última também dependerá da oferta de moeda futura. Os efeitos, por consequência, dependerão dos procedimentos operacionais seguidos pela autoridade monetária para regular a oferta de moeda, bem como de seus objetivos.

## 2.2 Estudos empíricos para economias desenvolvidas

Examinar o conteúdo informacional presente na estrutura a termo de juros deverá ser útil para compreender e interpretar as expectativas de mercado para o

desempenho futuro de variáveis macroeconômicas como inflação e crescimento do produto real, já que a estrutura a termo de juros pode ser um indicador antecedente importante do comportamento dessas variáveis.

Cumprido, no entanto, perguntar por que o diferencial entre taxas de juros seria útil nas previsões do rumo de variáveis econômicas, como inflação e atividade real. Bernanke (1990), baseado em seus exaustivos testes sobre o melhor previsor (em termos de diferentes medidas de *spread* da curva de juros dos E.U.A.) para cerca de 10 variáveis econômicas (sendo uma delas a taxa de inflação e as demais todas variáveis macroeconômicas reais), no período de 1961-89, considerou duas hipóteses. A primeira, a hipótese do risco de falência, afirma que o *spread* da curva de juros, por representar em alguma medida a percepção do mercado acerca do risco de falência da economia, indicaria, então, a possibilidade de ocorrer um período de recessão. A segunda, a hipótese da política monetária, sugere que o *spread* só seria bom previsor de variáveis macroeconômicas na medida em que conter informação acerca da postura da política monetária.

Segundo Bernanke (1990), a política monetária apertada aumentando a taxa dos fundos federais aumentava também o custo dos fundos para os bancos, que acabavam repassando-o, aumentando a taxa de juros de seus empréstimos, o que acabava gerando um efeito recessivo final. Em seu estudo, as variáveis de *spread* utilizadas, em geral, não apresentaram correlação particularmente alta com variáveis associadas ao risco de falência; contudo, apresentaram-se mais correlacionadas com as variáveis que indicavam a postura da política monetária<sup>2</sup>.

A partir do estudo de Bernanke (1990), a hipótese da política monetária é a premissa teórica que norteia o objetivo deste trabalho, qual seja examinar a hipótese de que a estrutura a termo das taxas de juros é um bom indicador antecedente das trajetórias futuras da inflação e da atividade econômica.

Na literatura internacional, Fama (1990) destaca-se por estudar o papel da estrutura a termo de juros na previsão da inflação futura nos E.U.A. Fama (1990) utilizou o

---

<sup>2</sup> Para mais detalhes, ver Bernanke (1990)

diferencial das taxas de juros dos títulos de 5 anos e 1 ano como indicador do *spread* da curva de juros para os E.U.A.. O autor concluiu que os *spreads* realmente contêm informação relevante sobre o comportamento futuro da inflação, particularmente para horizontes mais próximos. Os *spreads* também contêm informação relevante sobre alterações na taxa de juros reais, embora o poder de previsão se reduza à medida que prazos mais longos de projeção são considerados.

Mishkin (1990a) examina empiricamente o que a estrutura a termo de juros presente nos revela sobre o comportamento da inflação futura, também nos E.U.A. Para tanto, estima uma equação de mudança da inflação (*inflation change equation*), que consiste numa regressão simples da inflação realizada acumulada entre os períodos  $m$  e  $n$  à frente, contra a inclinação presente da curva de juros (no período  $m$ ). Além disso, através de testes de significância estatística dos coeficientes da inclinação da curva de juros, o autor quantifica qual a relevância da curva de juros para a previsão da inflação futura. O autor utilizou dados mensais dos E.U.A., de janeiro de 1959 a dezembro de 1986, tomando para cálculo do *spread* da estrutura a termo de juros o *spread* dos títulos do Governo Federal (*T-Bills*) de 1, 3, 6 e 12 meses de maturidade em relação à taxa de juros *over* diária dos E.U.A. (*Fed funds rate*). Para o cálculo da taxa de inflação, foi utilizado o índice de preços ao consumidor (CPI) mensal.

As evidências encontradas empiricamente neste trabalho revelaram que o *spread* da curva de juros contém informação relevante para a previsão da inflação futura, comportando-se como bom indicador antecedente para o índice de preços. Contudo, a estrutura de juros para maturidades inferiores a 6 meses contém virtualmente nenhuma informação a respeito da trajetória futura da inflação, mas contém informação relevante a respeito da trajetória futura das taxas de juros reais. Para maturidades da curva de juros superiores a 6 meses, o autor encontrou resultados inversos: a inclinação da curva de juros contém informação relevante sobre a trajetória futura da inflação, mas contém pouca ou nenhuma informação a respeito das taxas de juros reais<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Para mais detalhes, ver Mishkin (1990a)

Em outro trabalho, Mishkin (1990b) examina como a inclinação da curva de juros de 1 a 5 anos de maturidade projeta a inflação futura e as taxas de juros reais nos E.U.A. Para tanto, o autor utiliza como indicador de inflação o índice de preços ao consumidor (CPI) mensal, e como dados para cálculo do *spread* da curva de juros, o rendimento dos títulos do Tesouro do governo dos E.U.A. de 1 a 5 anos de maturidade. Os dados compreendem o período de 1953 a 1987. O autor conclui que há conteúdo informacional substancial na estrutura a termo de juros de maturidades mais longas sobre a trajetória futura da inflação: o *spread* da curva de juros de maturidade superior a 1 ano contra a taxa de juros *over* diária (*Fed funds rate*) apresenta bom poder preditivo para a inflação futura. Por outro lado, para maturidades longas, a inclinação da curva nominal de juros não apresenta bom desempenho para prever taxas de juros reais futuras. Segundo o autor, quando a inclinação da curva de juros aumenta, é um sinal de que a inflação futura aumentará; quando o diferencial da curva de juros diminui, há a indicação de que a inflação futura será menor.

Jorion e Mishkin (1991) utilizam dados de 4 países (E.U.A., Inglaterra, Alemanha e Suíça) para examinar o conteúdo informacional da estrutura a termo de juros de maturidades longas. Os autores tomaram dados de agosto de 1973 a junho de 1989 para todos os países, bem como utilizaram os títulos de 1 a 5 anos dos respectivos governos de cada país, como fonte de dados para o cálculo do diferencial da curva de juros contra a taxa de juros *over* diária de cada país. Foram construídas séries mensais. Os autores concluem que as curvas de juros auxiliam satisfatoriamente na previsão da inflação na Suíça e nos E.U.A., e na Alemanha, ainda que num grau inferior. Entretanto, há pouca evidência empírica de que a inclinação da curva de juros na Inglaterra contenha informação relevante para previsão da trajetória futura da inflação e das taxas de juros reais.

Gerlach (1995) examina o poder preditivo da curva de juros para a trajetória futura de inflação e de taxas de juros reais para a Alemanha, utilizando dados de janeiro de 1967 a dezembro de 1993. Para a inclinação da curva de juros, o autor utiliza as taxas de rendimento dos títulos de 1 a 10 anos emitidos pelo governo, calculando diversas medidas de *spread*: taxas de 2 a 10 anos contra 1 ano; taxas de 3 a 10 anos contra 2 anos; e taxas de 4 a 10 anos contra 3 anos. Para indicador de

inflação, utiliza-se o índice de preços ao consumidor, série mensal. A metodologia é a mesma utilizada nos trabalhos de Mishkin (1990a), Mishkin (1990b) e Jorion e Mishkin (1991).

O autor obtém interessantes conclusões. Em primeiro lugar, na Alemanha, é mantida a conclusão (obtida para os estudos empíricos realizados para os E.U.A.) de que os *spreads* de maturidade longa contêm informações relevantes para a trajetória futura da inflação, mas não para a trajetória dos juros reais. No caso da Alemanha, o poder explanatório, medido pelo R-quadrado das regressões, aumenta à medida que são usados *spreads* da curva contra 2 anos e contra 3 anos. *Spreads* calculados contra 2 anos contêm maior poder preditivo do que aqueles calculados contra 1 ano, assim como os *spreads* calculados contra a taxa de 3 anos são melhores do que aqueles calculados com a taxa de 2 anos. Além disso, a significância estatística (medida pela estatística *t*) do coeficiente dos *spreads* também aumenta seguindo esta mesma relação. Os resultados obtidos por Gerlach (1995) para a Alemanha são condizentes com aqueles obtidos por Mishkin (1990b) e Jorion e Mishkin (1991), o que sugere que não são específicos apenas para o caso da Alemanha. Segundo o autor, do ponto de vista da condução da política monetária, a estrutura a termo de juros pode desempenhar um papel importante como indicador de expectativas futuras de inflação dos agentes de mercado.

Cumpram também destacar o trabalho de Estrella e Mishkin (1995), no qual os autores examinam as relações da curva de juros, inflação futura e atividade econômica em 5 países diferentes (E.U.A., França, Itália, Inglaterra e Alemanha), abrangendo o período de 1973-1995. Os autores utilizam diversas medidas de *spread* da curva de juros e concluem que, em geral, há bom poder preditivo nas curvas de juros acerca das trajetórias futuras de inflação e crescimento do produto, principalmente para França, Alemanha, Inglaterra e E.U.A.

### **2.2.1 A estrutura a termo de juros como indicador do produto real**

Em primeiro lugar, os autores definem o regressor que representará a estrutura a termo de juros. Arbitrariamente, definem como *SPREAD* a diferença entre a taxa de juros dos títulos de 10 anos do Tesouro (*BOND*) e a taxa de juros dos títulos de 3

meses do mesmo emissor (BILL). A tabela 1 traz as definições utilizadas para cada país para o cálculo da variável *SPREAD*.

Como indicador de atividade real, Estrella e Mishkin (1995) escolhem três índices para a realização dos testes: taxa de crescimento do produto real trimestral, taxa de crescimento real da produção industrial mensal e taxa de desemprego mensal. A estratégia do modelo desenvolvido pelos autores consiste em estimar uma regressão simples na qual o valor contemporâneo da variável *SPREAD* é utilizado para prever alterações na atividade real nos próximos  $k$  períodos. A equação básica utilizada é a seguinte:

$$Y(t,k) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (5)$$

Onde:

$$SPREAD = BOND - BILL$$

$Y(t,k)$  = variação do indicador de atividade real em relação a  $t$ ,  $k$  períodos à frente

Na tabela 2 são apresentados os resultados para os 5 países selecionados, utilizando-se o PIB real como indicador de atividade econômica (dados trimestrais). As estimações utilizaram amostras de dados de 1973 a 1994, com a seguinte especificação econométrica:

$$(400/k) * (\log Y_{t+k} - \log Y_t) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (6)$$

Onde:

$k$  = número de trimestres à frente

$Y$  = número índice trimestral de PIB real dessazonalizado (para França, PIB a preços de 1980; para Alemanha, PIB a preços de 1991; para Itália, PIB a preços de 1985; para Inglaterra, PIB a preços de 1990; para E.U.A., PIB a preços de 1987).

Há evidências consistentes de que esta relação é positiva, como alguns trabalhos anteriores mostraram para os EUA. Além disso, com a exceção da Itália, os resultados mostraram-se bastante significativos, especialmente para os horizontes de 4 a 8 trimestres à frente. Nos resultados da França, EUA e Alemanha, a significância aparece em horizontes ainda mais curtos e permanece naqueles mais

longos. No caso da Itália, os resultados são qualitativamente os mesmos, porém a significância estatística é substancialmente inferior.

Ainda que a significância estatística seja consistente para todos os países da amostra, o significado econômico varia consideravelmente. Por exemplo, nos resultados 6 trimestres à frente, o coeficiente varia de 0,35 a 0,62 para os países da Europa. Isso significa que cada ponto percentual de aumento no *SPREAD* está associado a um aumento de 0,35 a 0,62 pontos percentuais no crescimento do produto real 6 trimestres à frente. Nos EUA, o coeficiente é 1,02, quase o dobro do maior coeficiente europeu.

Resultados similares são obtidos quando outras medidas de atividade real são utilizadas. A tabela 3 traz os resultados quando utilizada a produção industrial mensal como indicador de atividade. O modelo estimado, nesse caso, é análogo ao anterior:

$$(1200/k) * (\log IP_{t+k} - \log IP_t) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (7)$$

Onde:

$k$  = número de meses à frente

$IP$  = número índice mensal da produção industrial dessazonalizada para cada país

A tabela 4 aponta, por sua vez, os resultados obtidos quando utilizada a taxa de desemprego mensal como indicador de atividade real. Segue a especificação do modelo estimado:

$$(U_{t+k} - U_t) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (8)$$

Onde:

$k$  = número de meses à frente

$U_t$  = taxa de desemprego para o mês  $t$  (taxas mensais, dessazonalizadas e de acordo com a definição nacional de cada país; no caso da Itália, foram utilizadas taxas trimestrais).

Deve ser notado que o panorama geral dos resultados é mantido, mas alguns detalhes diferem para as variáveis dependentes. Por exemplo, em contraste ao indicador de PIB real, o *SPREAD* é significativo para prever a produção industrial na Itália. Outras diferenças deste tipo serão notadas quando da comparação das tabelas 3, 4 e 5.

Hamilton e Kim (2002) mostraram em outro estudo que o *spread* entre a taxa de juros de longo e curto prazo ajuda a prever satisfatoriamente o nível de atividade econômica para os E.U.A., encontrando resultados igualmente robustos àqueles de Estrella e Mishkin (1995).

### 2.2.2 A estrutura a termo de juros como indicador da inflação futura

A equação de Fisher<sup>4</sup> (1930) decompõe a taxa de juros nominal de uma dada maturidade em taxa de juros real e um componente de expectativas de inflação, ambos compreendendo o período do presente até o vencimento do instrumento em questão. Se as expectativas forem racionais, a inflação esperada irá diferir da inflação corrente por um termo de ruído não previsível. Combinando essas duas relações, temos que:

$$\Pi(m,t) - \Pi(n,t) = a(m,n) + b(m,n) * [i(m,t) - i(n,t)] + n(m,n;t) \quad (9)$$

onde:

$\Pi(m,t)$  = taxa de inflação de t a t+m

$i(m,t)$  = taxa de juros nominal de t a t+m

$i(n,t)$  = taxa de juros nominal de t a t+n

$a(m,n)$  = é a média da taxa de juros real correspondente

$b(m,n)$  = é o coeficiente do diferencial de juros correspondente

$n(m,n;t)$  = é o termo de ruído nas previsões de inflação + variações da taxa de juros real ao redor de sua média<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Equação de Fisher (forma simplificada):

$i(t) = \Pi^e(t) + r^e(t)$ , onde  $i(t)$  representa a taxa de juros nominal,  $\Pi^e(t)$  a taxa de inflação esperada e  $r^e(t)$  a taxa de juros real esperada associada.

<sup>5</sup> Ver Mishkin (1990a) para detalhes.

Se as taxas de juros reais forem constantes, a equação (9) sugere que a inclinação da curva de juros será bastante útil na previsão da inflação futura. A acurácia das previsões dependerá da capacidade de previsão da inflação pelo mercado, construídas de acordo com a equação de Fisher. Se as taxas de juros reais não forem constantes, ainda há algum poder preditivo, mas os resultados poderão ser viesados. Mishkin (1990a) também utilizou este modelo para examinar o poder preditivo da curva de juros para a inflação futura. Resumidamente, os resultados indicaram um poder pequeno ou mesmo inexistente para prazos curtos ( $m$  e  $n$  de até 6 meses), mas a acurácia aumenta à medida em que se utilizam os últimos 9 ou 12 meses. No trabalho de Estrella e Mishkin (1995) é utilizada a mesma metodologia, mas o *SPREAD* é definido como a diferença entre as taxas de 10 anos e 3 meses.

Com a adoção de um prazo mais longo para os dados do *SPREAD* da curva de juros, Estrella e Mishkin (1995) adotam uma aproximação menos formal daquela sugerida pela equação (9). Ao invés de casar exatamente a maturidade das taxas de juros constantes do *SPREAD* com as taxas de inflação *ex-post* correspondentes, os autores utilizaram o *SPREAD* como variável para prever a taxa de inflação compreendida entre o último trimestre e os próximos  $k$  trimestres à frente. Todas as taxas – inflação e juros – foram expressas em percentual ao ano. O indicador de inflação utilizado foi a taxa de inflação anualizada contida no deflator de preços trimestral do PIB de cada país. Uma variável dependente de inflação defasada também foi incluída na estimação. Os resultados estão demonstrados na tabela 5. O modelo básico utilizado nas regressões segue:

$$\Pi(t, t+k) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + a_2 * \Pi(t-k, t) + e(t) \quad (10)$$

Onde:

$SPREAD = BOND - BILL$

$\Pi(t, t+k)$  = taxa de variação da inflação em relação a  $t$ ,  $k$  períodos à frente

$\Pi(t-k, t)$  = variável dependente de inflação defasada

Os autores observam que o maior poder preditivo está nos períodos mais longos, mais longos até do que os resultados obtidos nas regressões de atividade real. Por

exemplo, para os EUA e Alemanha, os resultados são significativos até mesmo para 5 anos à frente, onde a significância estatística é a maior encontrada. Para a França, os resultados não são robustos, exceto para o horizonte de 5 anos.

Apesar de informativos, esses estudos citados não permitiam a utilização de toda a informação contida na curva de juros devido à presença de uma grande quantidade de taxas. Para endereçar esta questão, a literatura de finanças utiliza fatores não-observáveis para representar a dinâmica de curva de juros. As primeiras tentativas utilizaram modelos de apenas um fator, em geral a taxa de juros de curto prazo, como podemos constatar nos trabalhos de Vasicek (1977) e Cox, Ingersoll e Ross (1985). No entanto, esses modelos levaram a resultados muito ruins, tanto do ponto de vista do formato da curva de juros, quanto da evolução temporal das taxas.

Posteriormente, outros estudos encontraram uma abordagem de modelos de fatores para esta questão. O trabalho de Litterman e Scheinkman (1991), através da análise dos componentes principais da estrutura a termo, estimou que dois ou três fatores são suficientes para sumarizar praticamente toda a variação da curva de juros. Assim, para entender a dinâmica da curva de juros, foi introduzida a classe de modelos afim, por Duffie e Kan (1996). Apesar de apresentarem boa descrição do comportamento da curva de juros, esses modelos de fatores não fornecem informações sobre a natureza econômica das variações da estrutura a termo de juros, sendo assim de pouca utilidade para uma análise mais estrutural e macroeconômica de sua dinâmica. É por este motivo que a literatura evoluiu para os chamados modelos afim de taxas de juros, modelos que incorporam variáveis macroeconômicas em conjunto com variáveis latentes para explicar a estrutura a termo de juros.

O primeiro trabalho nessa linha é o de Ang e Piazzesi (2003), que estende o vetor de estados do modelo fatorial padrão para incluir variáveis econômicas referentes ao nível de atividade e à inflação. Outros estudos mais complexos, como Bekaert, Cho e Moreno (2003) e Rudebusch e Wu (2005), ampliaram esta abordagem utilizando modelos estruturais neo-keynesianos em conjunto com um modelo afim de curva de juros. Ang, Dong e Piazzesi (2005) conseguem mostrar que qualquer versão da regra de Taylor (padrão, *backward-looking* e *forward-looking*) é compatível com a

especificação de um modelo afim de curva de juros. Os resultados destes trabalhos mostram que a incorporação de variáveis macroeconômicas no modelo melhora o poder de previsão dos mesmos e que as variáveis de hiato do produto e inflação explicam boa parte das variações na parte curta da curva.

### **2.3 Estudos empíricos para economias emergentes**

Os estudos empíricos cujo objeto de análise é composto por países emergentes ainda são escassos. Para o caso do Brasil, os estudos apresentam enfoque bastante limitado, apesar de alguma evolução recente. O primeiro estudo detalhado a analisar a relação juros e inflação foi o trabalho de Rocha (1987). O objetivo central do autor era examinar as hipóteses de constância da taxa de juros real no Brasil, de eficiência do mercado em utilizar as informações disponíveis para formular expectativas inflacionárias e do comportamento da taxa de juros nominal frente à maior volatilidade da taxa de inflação. A origem destas hipóteses está na análise da equação de Fisher (1930) de uma forma particular, associando este enfoque à hipótese de expectativas racionais. O autor utilizou dados de dezembro de 1972 a junho de 1979. Para a variável taxa de juros, tomou o rendimento das LTNs (Letras do Tesouro Nacional) de 30, 60 e 90 dias negociadas no mercado secundário; para taxa de inflação, utilizou o IGP-DI (índice geral de preços – disponibilidade interna) e o ICV (índice de custo de vida), calculados pela Fundação Getúlio Vargas.

Foram realizados diversos experimentos estatísticos e testes de hipóteses<sup>6</sup>. A principal conclusão do autor, no período estudado, indica que as variações da taxa de inflação foram antecipadas pelos agentes econômicos e incorporadas aos juros nominais. Assim, segundo Rocha (1987), “esta proposição particular da doutrina Fisheriana deve, portanto, ser aceita para este intervalo de tempo também particular”. Além disso, o autor rejeitou, para o período selecionado, a hipótese da constância da taxa de juros real no Brasil, no curto prazo. Entretanto, não foi capaz de rejeitar a hipótese de neutralidade da inflação com relação aos juros reais no longo prazo.

---

<sup>6</sup> O autor apresenta uma variedade de trabalhos empíricos internacionais sobre a relação de Fisher. A maior parte dos casos resenhados discorre sobre os E.U.A., e apresentam diferenças metodológicas relevantes. Os principais critérios de análise destacados pelo autor são aqueles utilizados por Fama (1975) e Mishkin (1981). Para mais detalhes, ver Rocha (1987).

Garcia (1993), utilizando a taxa de juros dos CDBs dos grandes bancos brasileiros no período de 1973-90, constata que a equação de Fisher é uma aproximação válida para o processo de formação de taxas de juros no Brasil. O sucesso da equação de Fisher implica na existência de erros de previsão de inflação dos agentes no período estudado.

Tabak e Andrade (2001), Lima e Issler (2003) e Brito, Duarte e Guillén (2003) testam a hipótese das expectativas para o Brasil enquanto Tabak (2003) examina as respostas da estrutura a termo de juros a modificações na meta da taxa Selic. Almeida (2004) estima um modelo afim da curva de juros apenas com variáveis latentes para avaliar sua aplicação para o caso brasileiro. Silveira (2005) utiliza explicitamente variáveis macroeconômicas num modelo de curva de juros para tentar explicar a dinâmica da estrutura a termo de juros no Brasil.

Recentemente, examinando a estrutura a termo de juros no Brasil, Triches & Caldart (2005) realizaram testes de causalidade de Granger<sup>7</sup>, utilizando dados de *swap* pré x CDI de 30, 60, 120, 180 e 360 dias contra taxa de juros curtas (*over* Selic, TR – taxa referencial e TBF – taxa básica financeira), para o período de setembro de 1999 a setembro de 2004, com o objetivo de testar a hipótese básica da teoria das expectativas puras da estrutura a termo de juros. Nas estimações econométricas, utilizaram uma especificação funcional da equação (4) e método de mínimos quadrados ordinários (OLS).

Os resultados obtidos pelos autores mostraram que não é possível aceitar a hipótese básica da teoria das expectativas puras da estrutura a termo de taxa de juros. Por outro lado, os resultados tendem a ser coerentes com a abordagem da teoria da liquidez da estrutura a termo de juros, ou seja, a incerteza sobre o retorno aumenta sistematicamente com a maturidade dos ativos financeiros. Segundo Triches & Caldart (2005), “esse fato parece sugerir a hipótese de que a política monetária seguida pelo BC é de confirmar as expectativas formadas pelo mercado. Desse modo, o comportamento das taxas de juros de curto prazo esperadas no

---

<sup>7</sup> Ver Granger (1969) para detalhes.

futuro tende a ser explicado muito mais pelos fundamentos macroeconômicos do que pelos movimentos de taxas de juros de curto prazo”.

Nos estudos empíricos para países da América Latina, destacam-se trabalhos sobre o Chile e o México. Fernández (2000) examina o poder preditivo da estrutura a termo de juros no Chile em relação a variações futuras na inflação e no crescimento do produto. A autora considera o período de dezembro de 1992 a abril de 1998. Para a variável inflação, toma-se a variação mensal do índice de preços ao consumidor no Chile; para atividade econômica, utiliza-se a variação mensal percentual do índice de atividade econômica do Banco Central do Chile (IMACEC). A medida de inclinação da curva de juros é o diferencial entre as taxas de juros longas (1-3 anos no caso de taxas de depósitos bancários, e 8 anos no caso dos títulos reajustáveis do Banco Central do Chile) e taxas de juros curtas (90-365 dias no caso de taxas de depósitos e 90 dias no caso dos títulos reajustáveis do Banco Central do Chile).

O método utilizado neste trabalho difere da grande maioria dos trabalhos aqui estudados. A autora opta por testar a hipótese de causalidade de Granger como forma de testar o poder de previsão da estrutura a termo de juros em relação a inflação e atividade econômica futuras<sup>8</sup>. Além disso, utiliza VARs (vetores autoregressivos) não restritos para estimar as relações entre as variáveis, e funções impulso-resposta generalizadas. As principais conclusões deste trabalho apontam para uma relação fraca entre a estrutura a termo de taxas de juros e o indicador de atividade econômica, para horizontes curtos. Para horizontes mais longos (acima de 12 meses), no entanto, o poder preditivo torna-se mais robusto. Quando se analisa o poder preditivo da curva de juros em relação à inflação, os resultados não são satisfatórios, tanto para horizontes curtos quanto longos de previsão. Segundo Fernández (2000), no Chile os resultados são fracos devido possivelmente aos resquícios de indexação e inércia inflacionária na economia, que ainda prejudicam a formação das expectativas de inflação futura e seu respectivo reflexo na estrutura a termo doméstica de juros.

---

<sup>8</sup> Para maiores detalhes, ver Fernández (2000).

Outro trabalho destacado é o estudo de Castellanos e Camero (2003) sobre o poder preditivo da curva de juros sobre a atividade econômica no México, no período de 1985-2000. Como variável de inclinação da curva de juros, os autores utilizam 6 diferenciais: 3 meses com 1 mês, 6 meses com 1 mês, 6 meses com 3 meses, 12 meses com 1 mês, 12 meses com 3 meses e 12 meses com 6 meses. Como variável de atividade econômica, os autores tomam a série mensal do índice de atividade industrial (IAI), publicado pelo INEGI<sup>9</sup> como referência. A metodologia é a mesma utilizada nos trabalhos de Mishkin (1990a), Mishkin (1990b) e Jorion e Mishkin (1991). Os autores concluem que a estrutura a termo de juros apresenta bom poder preditivo da trajetória futura da atividade econômica para períodos de até 18 meses à frente. Destacam, ainda, que os melhores resultados (em termos de poder de previsão) estão concentrados nos horizontes menores que 6 meses. Os autores ressaltam que as conclusões obtidas para o caso mexicano são muito próximas àquelas obtidas para países desenvolvidos, como E.U.A., ainda que a economia e os mercados financeiros do México sejam menos desenvolvidos que o dos países industrializados.

---

<sup>9</sup> Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática



Em 2003, com o início do governo Lula e a manutenção da austeridade na condução das políticas fiscal e monetária, os mercados financeiros se acalmaram e a confiança nos fundamentos da economia brasileira foi restabelecida. Concomitantemente, o mundo entrava num processo de crescimento econômico bastante acelerado e de abundância de recursos internacionalmente. Os saldos da Balança Comercial brasileira inauguram um período de superávits vultosos, sustentados pela crescente demanda mundial por *commodities* agrícolas e metálicas, o que fez os preços desses produtos dispararem. O resultado da conta corrente do Brasil com o resto do mundo torna-se, pela primeira vez em muitos anos, positivo. A vulnerabilidade externa da economia recua fortemente, assim como os índices de risco soberano nos mercados internacionais.

A apreciação cambial e a política monetária e fiscal apertadas no início do primeiro mandato do presidente Lula auxiliam o Banco Central a trazer a taxa de inflação para patamares compatíveis com a trajetória de metas. No segundo semestre de 2003, o Banco Central inicia o processo de flexibilização monetária, trazendo a taxa de juros Selic para 16% a.a. (em 14 de abril de 2004). Em 15 de setembro de 2004, identificando pressões inflacionárias futuras, o Banco Central é obrigado a apertar novamente a política monetária, elevando a taxa Selic até 19,75% a.a. Em 17 de agosto de 2005, novamente a apreciação cambial e os efeitos da política fiscal e monetária apertadas permitem a retomada do processo de relaxamento monetário, em curso desde então.

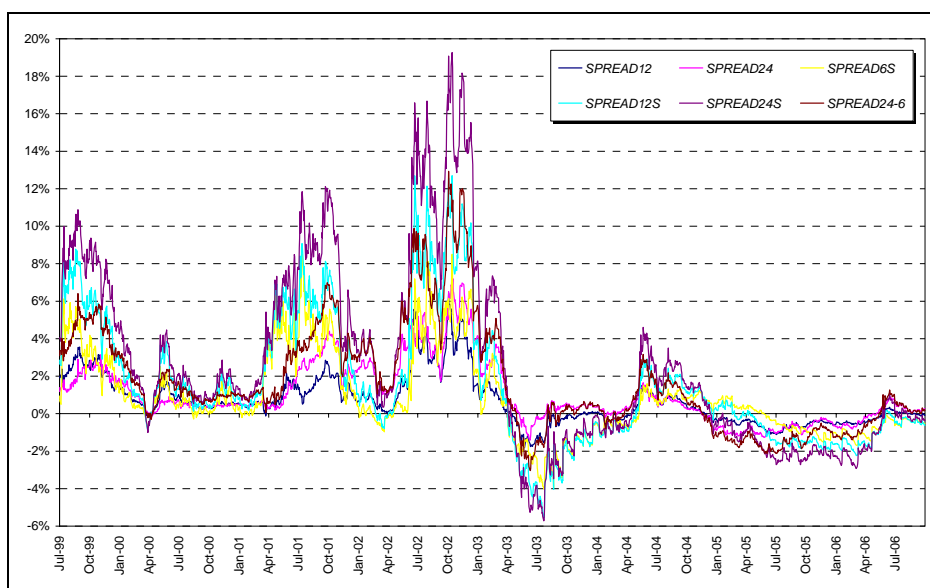
A grande volatilidade observada nas variáveis macroeconômicas neste período fez com que as taxas de juros de diferentes maturidades apresentassem grandes variações. No caso específico dos choques, na medida em que a autoridade monetária tenta estabilizar a economia, as taxas de juros de diferentes maturidades respondem às expectativas dos agentes após os choques. Podemos identificar, analisando o comportamento de diversas medidas da estrutura a termo de juros, alguns descolamentos mais importantes entre as taxas de juros longas e curtas. Para tanto, é necessário inicialmente definir algumas medidas utilizadas neste trabalho que representam a estrutura a termo de juros, ou simplesmente o *spread* da curva de juros. A variável *SPREAD* (*spread* da curva de juros) será definida de 6 especificações diferentes, qual sejam:

- i. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 360 dias e a taxa de juros do *swap* de 180 dias (*SPREAD12*) ( $SPREAD12 = SWAP\ 360\ DIAS - SWAP\ 180\ DIAS$ ).
- ii. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 720 dias e a taxa de juros do *swap* de 360 dias (*SPREAD24*) ( $SPREAD24 = SWAP\ 720\ DIAS - SWAP\ 360\ DIAS$ ).
- iii. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 180 dias e a taxa de juros Selic *over* diária (*SPREAD6S*) ( $SPREAD6S = SWAP\ 180\ DIAS - SELIC\ over$ ).
- iv. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 360 dias e a taxa de juros Selic *over* diária (*SPREAD12S*) ( $SPREAD12S = SWAP\ 360\ DIAS - SELIC\ over$ ).
- v. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 720 dias e a taxa de juros Selic *over* diária (*SPREAD24S*) ( $SPREAD24S = SWAP\ 720\ DIAS - SELIC\ over$ ).
- vi. a diferença entre a taxa de juros do *swap* de 720 dias e e a taxa de juros do *swap* de 180 dias (*SPREAD24-6*) ( $SPREAD24-6 = SWAP\ 720\ DIAS - SWAP\ 180\ DIAS$ ).

Todas as taxas estão expressas em percentual ao ano, considerando cada ano o padrão de 252 dias úteis<sup>11</sup>; nas medidas que utilizam a taxa de juros Selic, esta é mensalmente acumulada (taxa efetiva).

Gráfico 2: Medidas de *SPREAD*

Fonte: BM&F



<sup>11</sup> de acordo com padrão determinado pelo Banco Central do Brasil

A observação do gráfico 2 nos leva a identificar os principais descolamentos das taxas de juros longas e curtas citados acima:

- i. segundo semestre de 1999, em virtude do aperto monetário em curso como forma de dar maior credibilidade ao novo regime monetário.
- ii. início de 2001, em virtude da crise argentina, crise energética e potencial crise cambial no Brasil.
- iii. segundo semestre de 2002, com a crise eleitoral, depreciação cambial e antecipação pelo mercado de aceleração inflacionária.
- iv. segundo trimestre de 2003, com a inversão da curva de juros pela antecipação da desaceleração na taxa de inflação e posterior ciclo de relaxamento monetário.
- v. segundo semestre de 2004, com o início do aperto monetário, mas a antecipação, pelo mercado, do arrefecimento do processo inflacionário, dada a conquista de credibilidade da autoridade monetária.

A partir do segundo trimestre de 2005, com o início de novo ciclo de relaxamento monetário, os agentes de mercado avaliam que a economia brasileira entrará num processo mais longo de redução de taxas de juros reais, uma vez que os fundamentos macroeconômicos e a credibilidade alcançada pelo regime de metas de inflação permitem à autoridade monetária testar patamares de juros reais inferiores àqueles ultimamente praticados. Além disso, as seguidas surpresas positivas no *front* inflacionário dão conforto aos agentes para alongar paulatinamente os prazos de seus investimentos em taxas pré-fixadas, fato que acaba gerando um *spread* negativo entre taxas de juros longas e curtas por um período de tempo prolongado.

De qualquer forma, apesar dos eventos acima sumarizados e da volatilidade das taxas de juros neste período analisado, parece natural examinarmos de modo conjunto a dinâmica da estrutura a termo de juros e o ambiente macroeconômico, com o intuito de extrair se existe algum poder preditivo na estrutura a termo de juros em relação à trajetória futura de inflação e produto.

Desse modo, realizaremos regressões dos dados de *spread* da curva de juros com as medidas selecionadas de atividade econômica e inflação. Para inflação, foi

utilizado o IPCA (índice de preços ao consumidor - amplo), divulgado mensalmente pelo IBGE e adotado como indicador da meta oficial de inflação do regime de Metas de Inflação do Banco Central do Brasil.

Para atividade econômica, foram utilizados: i) o índice mensal da produção industrial dessazonalizado, divulgado pelo IBGE; ii) os dados trimestrais do PIB a preços constantes (índice encadeado e dessazonalizado), também divulgado pelo IBGE.

Para a estrutura a termo de juros, este trabalho utilizou a base de dados fornecida pela BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros), onde constam as taxas de *swap* de taxas pré-fixadas x CDI, calculada a partir dos dados de fechamento dos contratos de DI futuro correspondentes, para os prazos de 180 dias, 360 dias e 720 dias. Para taxa de juros *over* diária, serão utilizados os dados de taxa Selic efetiva, acumulada mensalmente, divulgados pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas).

## 4 RESULTADOS

A curva de juros no Brasil possui uma estrutura de maturidade extremamente curta (quando comparada a outros países). São muitas as razões atribuídas a este fato, mas destaca-se o alto prêmio de alongamento requerido pelos agentes privados, em virtude do passado de alta inflação e do elevado nível de endividamento do setor público. Assim, as medidas de inclinação da curva de juros no Brasil podem ser consideradas de médio prazo, uma vez que não há operações relevantes de longo prazo (por exemplo, operações de prazo de maturidade superior a 5 anos).

De qualquer forma, o início de um ciclo de aperto monetário, que levará à redução do crescimento futuro, aumentará a inclinação da curva de juros de médio prazo. Além disso, como podemos constatar analisando os dados, numa economia emergente, a presença de crises externas é um fator agravante, já que neste caso o aumento da inclinação da curva de juros devido à expectativa de um choque de juros para conter uma depreciação cambial será acompanhado de um menor crescimento futuro. Assim, seja através do mecanismo padrão de transmissão monetária, seja através da resposta das variáveis macroeconômicas a crises, um aumento no *spread* da curva de juros será acompanhado por uma redução no crescimento futuro. Portanto, nas regressões da inclinação da curva de juros e atividade econômica, espera-se que o sinal do coeficiente seja negativo.

No caso da inflação, a relação positiva entre a inclinação da curva de juros e a variação futura da inflação é consistente com um deslocamento positivo da curva IS (num modelo macroeconômico de curto prazo), gerado por um choque real de demanda positivo. Quanto mais intenso for o choque real de demanda presente, maior será a variação da inflação futura, o que levará os agentes de mercado a projetarem taxas de juros nominais de curto prazo futuras mais elevadas, o que, portanto, implicará o aumento do diferencial entre taxas curtas e taxas longas na curva de rendimento doméstica.

#### 4.1 *SPREAD* da curva de juros e atividade econômica

Inicialmente verificamos a relação entre a variável *SPREAD* e as variáveis selecionadas para representar a atividade econômica: o crescimento futuro da produção industrial mensal e o crescimento futuro do PIB trimestral. Seguindo a abordagem de Estrella e Mishkin (1995), utilizou-se a seguinte regressão para examinar o conteúdo informacional do *SPREAD*:

$$\text{Atividade Real: } Y(t,k) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (11)$$

Para produção industrial, utilizou-se a equação anterior (11), na especificação da equação (7):

$$(1200/k) * (\log IP_{t+k} - \log IP_t) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (7)$$

Para PIB trimestral, utilizou-se a equação (11), na especificação da equação (6):

$$(400/k) * (\log Y_{t+k} - \log Y_t) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + e(t) \quad (6)$$

Os resultados das regressões *SPREAD* (*SPREAD*12, *SPREAD*24, *SPREAD*6S, *SPREAD*12S, *SPREAD*24S E *SPREAD*24-6) contra a variação da produção industrial mensal dessazonalizada estão apresentados nas tabelas 6, 7 e 8. A análise dos dados permite observar que nas regressões realizadas utilizando-se o *SPREAD*12, *SPREAD*24 e o *SPREAD*24-6, a inclinação da curva de juros apresenta pouco ou nenhum poder de explicação antecedente da variação na produção industrial alguns meses à frente. Entretanto, em todos os casos, os coeficientes obtidos são negativos, fato esperado e condizente com a análise macroeconômica anteriormente descrita.

Apesar dos resultados de R-quadrado serem todos bastante reduzidos (inferiores a 0,15), pode-se observar que os coeficientes das variáveis de *SPREAD* são significativos a 5% e negativos, especialmente para prazos de 3, 6, 15 e 18 meses à frente. Quando observamos os resultados das regressões utilizando-se as variáveis *SPREAD*6S, *SPREAD*12S e *SPREAD*24S, verificamos que o poder explicativo

continua reduzido (dado pelo R-quadrado das regressões), contudo observa-se que todos os coeficientes de 3 a 18 meses<sup>12</sup> são significativos a 5% e negativos.

O poder explicativo da inclinação da curva de juros, pelas várias medidas adotadas neste estudo, acerca do comportamento futuro da variação da produção industrial mensal dessazonalizada apresenta-se fraco, para quaisquer prazos de previsão que tomemos. Não obstante, todos os coeficientes obtidos apresentaram o sinal esperado: negativo. Por outro lado, os coeficientes para algumas medidas da variável *SPREAD* nas regressões apresentaram-se significativos a 5%, especialmente para prazos de 3 a 18 meses. Sob essa ótica de análise, a melhor medida para a variável *SPREAD* obtida foi *SPREAD6S*.

Os resultados das regressões *SPREAD* (*SPREAD12*, *SPREAD24*, *SPREAD6S*, *SPREAD12S*, *SPREAD24S* E *SPREAD24-6*) contra a variação do PIB trimestral a preços constantes (série dessazonalizada) estão apresentados nas tabelas 9, 10 e 11. A análise dos resultados permite observar que em todas as regressões realizadas, a inclinação da curva de juros apresenta pouco ou nenhum poder de explicação antecedente da variação futura do PIB a preços constantes, principalmente quando observamos os resultados para prazos de previsão mais curtos (de 1 a 12 trimestres à frente).

Quando analisamos os resultados das regressões para prazos mais longos (acima de 12 trimestres à frente), percebemos um aumento gradual na estatística R-quadrado, principalmente na regressão da variável *SPREAD24* contra a variação futura do PIB a preços constantes, à medida que aumentamos o número de trimestres à frente compreendidos pela regressão. Podemos observar ainda que os coeficientes da variável *SPREAD24* são significativos a 5% para prazos de previsão de 15, 18 e 20 trimestres à frente. Além disso, nesses prazos de 15, 18 e 20 trimestres à frente, o R-quadrado das regressões aumenta substancialmente para 0,47, 0,41 e 0,59 respectivamente. Não obstante, os sinais dos coeficientes não se comportam como esperado: como mencionado, um sinal negativo para os coeficientes seria compatível com a análise macroeconômica. No entanto, mesmo

---

<sup>12</sup> Além de 21 meses para *SPREAD12S*, e 21 e 24 meses para *SPREAD6S*.

nos coeficientes significativos a 5%, alguns sinais dos coeficientes mostram-se positivos, o que nos leva a considerar tais resultados como fracos ou pouco conclusivos.

Além disso, vale lembrar que esses resultados foram obtidos a partir de uma amostra muito reduzida, uma vez que dispomos de observações de apenas 29 trimestres (de julho de 1999 a setembro de 2006). Desse modo, recomenda-se tratar com desconfiança resultados de regressões obtidas com poucas observações, uma vez que os mesmos podem ter sido viesados pelo reduzido tamanho da amostra.

Assim, em geral, os resultados das regressões para produção industrial apresentaram-se fracos; contudo, a variável *SPREAD6S* mostrou-se significativa em 8 dos 12 períodos de previsão analisados. No caso da variação futura do PIB, o poder de previsão apresentou-se bastante fraco e poucos coeficientes mostraram-se significativos a 5%, tampouco apresentaram o sinal negativo esperado. Com base nesses resultados, decidiu-se prosseguir a análise do poder preditivo da curva de juros em relação à atividade econômica futura utilizando apenas a variável produção industrial mensal dessazonalizada.

A seguir, os resultados da regressão da produção industrial contra a variável *SPREAD6S* da curva de juros. Como mencionado anteriormente, esperava-se que o sinal do coeficiente fosse negativo, o que de fato ocorre. Além disso, o poder de previsão aumenta para um prazo de 6 meses e decai a partir de então.

*Tabela 4.1 - Resultados das regressões de SPREAD6S x Produção Industrial Mensal.*

<b>K</b> <b>(meses à frente)</b>	<b>SPREAD6S</b> <b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-2.830 (3.940)	0.00
3	<b>-4.440</b> (1.940)	0.06
6	<b>-3.960</b> (1.080)	0.14
9	<b>-1.850</b> (0.670)	0.09
12	<b>-0.490</b> (0.230)	0.06
15	<b>-0.900</b> (0.440)	0.06
18	<b>-1.130</b> (0.400)	0.11
21	<b>-0.750</b> (0.310)	0.08
24	<b>-0.330</b> (0.140)	0.08
36	-0.060 (0.110)	0.01
48	-0.068 (0.070)	0.02
60	0.040 (0.060)	0.02

*Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses*

Uma questão que pode surgir, no entanto, é se o conteúdo informacional presente na curva de juros decorre da influência de outras variáveis na estrutura a termo. Assim, é necessário checar a influência de outras variáveis no desempenho futuro da produção industrial, verificando como se comporta seu poder de previsão com a adição de novas variáveis, seguindo o procedimento adotado por Shousha (2005)<sup>13</sup>. Não há razões para se duvidar que as decisões de política monetária influenciam a curva de juros, como pode ser observado em Tabak (2003). No entanto, a questão a ser explorada é se há algum poder adicional na curva de juros em relação àquele

<sup>13</sup> Para mais detalhes, ver Shousha (2005).

contido no instrumento de política monetária. Desse modo, estima-se a seguinte equação:

$$Y(t,k) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + b_1 * Im(t) + e(t) \quad (12)$$

Onde:  $Im(t)$  é a taxa Selic efetiva mensal.

Os resultados seguem na tabela 4.2. Em linhas gerais, mantém-se o poder explicativo da curva de juros, com apenas algumas mudanças no valor absoluto dos coeficientes.

*Tabela 4.2 - Resultados das regressões de Produção Industrial Mensal contra SPREAD6S e Taxa Selic efetiva, dados mensais.*

K (meses à frente)	a1 (SPREAD6S)	b1 [Im(t)]	R <sup>2</sup>
1	-3.22 (3.87)	-77.8 (37.47)	0.05
3	<b>-4.51</b> (1.96)	-9.68 (19.10)	0.06
6	<b>-4.19</b> (1.08)	-20.3 (10.70)	0.18
9	<b>-1.87</b> (0.68)	-1.56 (6.78)	0.09
12	<b>-0.38</b> (0.11)	<b>8.01</b> (2.11)	0.21
15	-0.81 (0.44)	7.59 (4.22)	0.10
18	<b>-1.135</b> (0.41)	0.19 (3.89)	0.11
21	<b>-0.725</b> (0.31)	2.46 (3.02)	0.09
24	<b>-0.27</b> (0.13)	<b>4.43</b> (1.27)	0.24
36	-0.019 (0.10)	<b>3.42</b> (1.06)	0.18
48	-0.05 (0.07)	-0.66 (1.18)	0.03
60	-0.009 (0.06)	-1.66 (0.77)	0.12

*Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses*

Podemos ainda, seguindo o procedimento de Hamilton e Kim (2002), avaliar se o crescimento passado da produção industrial, que tem poder de previsão sobre o crescimento futuro, afetaria de algum modo o poder de previsão da curva de juros. Para tanto, estima-se a equação:

$$Y(t,k) = a_0 + a_1 \cdot SPREAD(t) + b_1 \cdot Y(t-k,k) + e(t) \quad (13)$$

Onde:  $Y(t-k,k)$  é o termo defasado de Produção Industrial Mensal.

Novamente, os resultados obtidos confirmam o poder explicativo da variável *SPREAD6S*, como mostram os resultados da tabela 4.3.

*Tabela 4.3 - Resultados das regressões de Produção Industrial Mensal contra SPREAD6S e termo defasado de Produção Industrial Mensal<sup>14</sup>.*

K (meses à frente)	a1 ( <i>SPREAD6S</i> )	b1 [ $Y(t-k,k)$ ]	R <sup>2</sup>
1	-3.23 (3.92)	<b>-0.26</b> (0.10)	0.07
3	<b>-4.16</b> (1.96)	<b>-0.32</b> (0.10)	0.16
6	<b>-2.01</b> (0.43)	<b>-0.88</b> (0.04)	0.88
9	<b>-1.73</b> (0.67)	<b>-0.31</b> (0.10)	0.21
12	<b>-0.58</b> (0.24)	<b>-0.30</b> (0.11)	0.21
15	-0.81 (0.46)	<b>-0.32</b> (0.12)	0.18
18	<b>-0.59</b> (0.20)	<b>-0.83</b> (0.06)	0.8
21	-0.07 (0.34)	<b>-0.33</b> (0.13)	0.22
24	<b>-0.23</b> (0.11)	<b>-0.16</b> (0.11)	0.51
36	-0.01 (0.11)	<b>-0.68</b> (0.21)	0.65

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

<sup>14</sup> Para 48 e 60 meses não foi possível realizar as regressões por falta de dados, devido ao tamanho reduzido da amostra.

Existe ainda a possibilidade de que o poder de previsão da curva de juros para a produção industrial seja oriundo da informação presente na medida de inclinação da curva de juros sobre a variação da inflação, como testaram Fama (1990), Mishkin (1990a e 1990b) e Estrella e Mishkin (1995). Esses autores defendem o argumento de que a inclinação da curva de juros refletiria a expectativa futura de alterações na taxa de inflação, fundamentando-se na hipótese das expectativas e na equação de Fisher. Através da estimação da equação abaixo, testou-se a hipótese de que o poder de previsão da curva de juros advém de informações contidas na inclinação da curva a respeito da inflação corrente.

$$Y(t,k) = a_0 + a_1 * SPREAD(t) + b_1 * \pi(t) + e(t) \quad (14)$$

Onde  $\pi(t)$  é a taxa de inflação medida pelo IPCA mensal, divulgado pelo IBGE.

Observando-se os resultados da tabela 4.4, pode-se novamente concluir que a variável *SPREAD6S* da curva de juros mantém seu poder de previsão, apesar da inclusão da taxa de inflação na regressão estimada.

*Tabela 4.4 - Resultados das regressões de Produção Industrial Mensal contra SPREAD6S e Taxa de Inflação – IPCA mensal.*

<b>K (meses à frente)</b>	<b>a1 (SPREAD6S)</b>	<b>b1 [<math>\pi(t)</math>]</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-0.11 (4.33)	-25.70 (17.40)	0.03
3	<b>-3.82</b> (4.19)	-6.03 (8.76)	0.07
6	<b>-4.2</b> (1.20)	2.50 (4.96)	0.15
9	<b>-2.37</b> (0.72)	5.60 (2.96)	0.13
12	<b>-0.57</b> (0.25)	0.86 (1.02)	0.07
15	<b>-0.99</b> (0.48)	0.91 (1.82)	0.06
18	<b>-1.32</b> (0.43)	1.97 (1.73)	0.12
21	<b>-1.11</b> (0.31)	<b>3.94</b> (1.26)	0.19
24	<b>-0.43</b> (0.15)	1.09 (0.60)	0.13
36	-0.09 (0.12)	0.33 (0.46)	0.02
48	-0.06 (0.08)	-0.08 (0.44)	0.03
60	-0.05 (0.07)	0.02 (0.33)	0.02

*Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses*

Finalmente, deve-se investigar se o poder de previsão da inclinação da curva de juros não é oriundo da combinação de todas as variáveis testadas anteriormente. Para tanto, estimou-se a equação que segue:

$$Y(t,k) = a_0 + a_1 \cdot SPREAD(t) + b_1 \cdot Im(t) + c_1 \cdot Y(t-k,k) + d_1 \cdot \pi(t) + e(t) \quad (15)$$

Os resultados encontram-se na tabela 4.5. Mesmo incluindo-se todas as variáveis anteriormente testadas, constata-se que os resultados anteriores se mantêm, ou seja, a inclinação da curva de juros (medida neste caso pela variável *SPREAD6S*)

apresenta conteúdo informacional relevante para previsão da trajetória futura da produção industrial.

*Tabela 4.5 - Resultados das regressões de Produção Industrial Mensal contra SPREAD6S, taxa Selic efetiva, termo defasado de Produção Industrial Mensal e taxa de inflação – IPCA mensal<sup>15</sup>.*

K (meses à frente)	a1 (SPREAD6S)	b1 [lm(t)]	c1 [Y(t-k,k)]	d1 [ $\pi(t)$ ]	R <sup>2</sup>
1	-1.15 (4.40)	-47.80 (40.90)	<b>-0.25</b> (0.11)	-23.60 (18.60)	0.13
3	-2.41 (2.38)	5.27 (20.10)	<b>-0.36</b> (0.10)	-14.70 (9.15)	0.19
6	<b>-2.29</b> (0.48)	<b>-11.49</b> (4.20)	<b>-0.87</b> (0.04)	0.72 (1.93)	0.90
9	<b>-2.83</b> (0.73)	<b>-13.2</b> (6.60)	<b>-0.35</b> (0.10)	<b>8.60</b> (0.95)	0.31
12	<b>-0.54</b> (0.26)	<b>5.5</b> (2.58)	-0.21 (0.12)	0.48 (1.11)	0.30
15	-0.65 (0.55)	5.06 (4.81)	<b>-0.33</b> (0.12)	-0.34 (2.36)	0.20
18	<b>-0.75</b> (0.25)	-1.03 (2.25)	<b>-0.81</b> (0.07)	1.25 (1.11)	0.80
21	<b>-1.25</b> (0.36)	-2.8 (3.30)	<b>-0.30</b> (0.12)	<b>4.59</b> (1.13)	0.39
24	<b>-0.26</b> (0.11)	-0.1 (1.30)	<b>-0.61</b> (0.12)	0.22 (0.55)	0.52
36	-0.03 (0.16)	-0.03 (2.01)	<b>-0.85</b> (0.24)	0.61 (0.43)	0.71

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

<sup>15</sup> Para 48 e 60 meses não foi possível realizar as regressões por falta de dados devido ao tamanho reduzido da amostra.

## 4.2 *SPREAD* da curva de juros e inflação

Passamos, nesta seção, a verificar a relação entre a variável *SPREAD* e taxa de inflação, medida pelo IPCA. Seguindo Estrella e Mishkin (1995), foi utilizada a seguinte equação para examinar o conteúdo informacional do *SPREAD*:

$$\text{Inflação Futura: } \pi(t,k) = a_0 + a_1 * \text{SPREAD}(t) + e(t)$$

Os resultados das regressões *SPREAD* (*SPREAD*12, *SPREAD*24, *SPREAD*6S, *SPREAD*12S, *SPREAD*24S E *SPREAD*24-6) contra a variação futura da inflação (IPCA mensal) estão apresentados nas tabelas 12, 13 e 14. A análise dos resultados permite observar que, em todas as regressões realizadas, a inclinação da curva de juros apresenta elevado poder de explicação antecedente da variação futura da inflação. Tanto a estatística R-quadrado das regressões, quanto o nível de significância dos coeficientes da variável *SPREAD* apresentaram bons resultados.

Todos os resultados apontaram para um sinal positivo entre a relação *SPREAD* e a variação futura da inflação. Assim, em termos teóricos, há fundamento nos resultados empíricos acerca do sinal positivo da relação entre as variáveis *SPREAD* e variação futura da inflação.

Para todas as regressões realizadas contra a variação futura da inflação, os melhores resultados de R-quadrado concentraram-se nos períodos de 3 e 6 meses à frente. Além disso, praticamente todos os coeficientes estimados (independentemente do número de meses à frente ou da especificação da variável *SPREAD* utilizada) mostraram-se significativos a 5%. Para períodos superiores a 6 meses à frente, o poder explicativo da variável *SPREAD*, aferido pelo valor do R-quadrado, se reduz gradualmente, sendo mínimo ou quase zero para o período de previsão de 36 meses à frente.

Os resultados para períodos de previsão de 3 e 6 meses à frente da inflação futura mostraram-se muito bons, em todas as medidas de *SPREAD*. Entretanto, o maior

poder explicativo foi alcançado na regressão realizada com a medida *SPREAD24-6*<sup>16</sup>, e o resultado mais fraco foi aquele obtido com a especificação *SPREAD6S*<sup>17</sup>.

A seguir, os resultados da regressão da inflação futura contra a variável *SPREAD24-6* da curva de juros. Esperava-se que o sinal do coeficiente fosse positivo, o que de fato ocorreu.

*Tabela 4.6 - Resultados das regressões de SPREAD24-6 x inflação - IPCA mensal*

<b>K</b> <b>(meses à frente)</b>	<b>SPREAD24-6</b> <b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	<b>119.1</b> (18.50)	0.33
2	<b>128.4</b> (14.90)	0.47
3	<b>124.2</b> (13.30)	0.52
6	<b>106.6</b> (10.60)	0.56
9	<b>81.1</b> (10.00)	0.46
12	<b>65.3</b> (9.40)	0.40
15	<b>59.2</b> (8.60)	0.40
18	<b>54.4</b> (8.10)	0.40
21	<b>44.2</b> (8.30)	0.31
24	<b>33.4</b> (8.40)	0.21
36	8.73 (6.90)	0.03

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

No entanto, analogamente ao exercício realizado para a variável produção industrial, a questão que pode surgir é se o conteúdo informacional presente na curva de juros decorre da influência de outras variáveis na estrutura a termo. Desse modo, é

<sup>16</sup> Para 3 meses, R<sup>2</sup> de 0,52 e para 6 meses R<sup>2</sup> de 0,56

<sup>17</sup> Para 3 meses, R<sup>2</sup> de 0,36 e para 6 meses R<sup>2</sup> de 0,38

necessário checar a influência de outras variáveis na trajetória futura da inflação, verificando como se comporta o poder de previsão da curva de juros com a adição de novas variáveis.

Portanto, seguir-se-á o procedimento adotado na seção 4.1 deste trabalho, ou seja, testar-se-á o poder de previsão da variável representativa da inclinação da curva de juros (neste caso, *SPREAD24-6*, por ter apresentado os melhores resultados) para a inflação futura, controlando-se as seguintes variáveis explicativas:

- i. instrumento de política monetária, representado pela taxa Selic efetiva mensal.
- ii. termo defasado de inflação mensal (IPCA mensal).
- iii. atividade econômica, representada pela taxa de crescimento da produção industrial mensal corrente.
- iv. todas as variáveis explicativas citadas acima, em conjunto.

Assim, analogamente ao procedimento adotado para testar o poder de previsão da curva de juros para a produção industrial, os resultados para os referidos testes para a variável inflação, medida pelo IPCA mensal, estão apresentados nas tabelas 4.7, 4.8, 4.9 e 4.10

Em todas as comparações, percebe-se que a variável *SPREAD24-6* mantém seu poder de previsão para a trajetória da inflação futura, ainda que se controlem outras variáveis explicativas separadamente ou mesmo quando tomadas em conjunto, como no último caso. Assim, podemos concluir que a inclinação da curva de juros apresenta conteúdo informacional relevante para a previsão da trajetória futura de inflação, no Brasil, a partir da amostra analisada.

A seguir, encontram-se listados os resultados e as tabelas acima referidos:

Tabela 4.7 - Resultados das regressões de Inflação contra *SPREAD24-6* e taxa Selic efetiva, dados mensais.

K (meses à frente)	a1 ( <i>SPREAD24-6</i> )	b1 [lm(t)]	R <sup>2</sup>
1	<b>116.81</b> (18.43)	3.95 (2.51)	0.35
2	<b>126.73</b> (14.92)	3.08 (2.04)	0.48
3	<b>123.02</b> (13.40)	<b>2.34</b> (1.81)	0.53
6	<b>106.83</b> (10.61)	<b>-0.63</b> (1.50)	0.56
9	<b>81.45</b> (9.98)	<b>-1.72</b> (1.40)	0.47
12	<b>65.61</b> (9.30)	-1.75 (1.28)	0.42
15	<b>59.64</b> (8.62)	-1.19 (1.16)	0.41
18	<b>54.72</b> (8.20)	-0.65 (1.06)	0.40
21	<b>44.75</b> 8.35	-1.11 (1.05)	0.32
24	<b>33.96</b> (8.23)	<b>-2.08</b> (1.02)	0.26
36	5.59 (4.13)	<b>-5.07</b> (0.53)	0.07

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 4.8 - Resultados das regressões de Inflação contra *SPREAD24-6* e termo defasado de Inflação (IPCA – mensal).

<b>K (meses à frente)</b>	<b>a1 (<i>SPREAD24-6</i>)</b>	<b>b1 [<math>\pi(t-k,k)</math>]</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	<b>76.58</b> (17.93)	<b>0.47</b> (0.08)	0.51
2	<b>113.19</b> (15.88)	<b>0.25</b> (0.08)	0.53
3	<b>117.02</b> (14.60)	0.15 (0.09)	0.54
6	<b>122.9</b> (9.96)	-0.11 (0.08)	0.68
9	<b>93.08</b> (9.98)	-0.09 (0.08)	0.57
12	<b>73.2</b> (9.83)	-0.08 (0.10)	0.49
15	<b>66.43</b> (9.14)	-0.09 (0.11)	0.51
18	<b>57.8</b> (8.63)	-0.22 (0.11)	0.56
21	<b>32.71</b> (8.89)	<b>-0.59</b> (0.13)	0.61
24	4.68 (4.57)	<b>-1.02</b> (0.08)	0.89
36	6.08 (5.18)	<b>-0.97</b> (0.19)	0.93

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 4.9 - Resultados das regressões de Inflação contra *SPREAD24-6* e taxa de crescimento da produção industrial mensal corrente.

K (meses à frente)	a1 ( <i>SPREAD24-6</i> )	b1 [Y(t)]	R <sup>2</sup>
1	<b>118.89</b> (18.59)	-11.55 (8.71)	0.35
2	<b>129.51</b> (15.07)	-4.59 (7.07)	0.48
3	<b>124.39</b> (13.33)	-4.05 (6.26)	0.52
6	<b>107.59</b> (10.67)	-5.28 (5.15)	0.57
9	<b>82.55</b> (10.07)	-6.72 (4.96)	0.48
12	<b>66.4</b> (9.43)	-3.44 (4.63)	0.41
15	<b>59.86</b> (8.71)	-0.48 (4.20)	0.41
18	<b>55.23</b> (8.20)	-1.94 (3.80)	0.41
21	<b>45.28</b> (8.40)	-3.26 (3.92)	0.32
24	<b>33.96</b> (8.57)	-0.37 (3.99)	0.21
36	9.21 (9.06)	-0.64 (3.51)	0.03

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 4.10 - Resultados das regressões de Inflação contra *SPREAD24-6*, taxa Selic efetiva, termo defasado de Inflação e taxa de crescimento da produção industrial mensal corrente.

K (meses à frente)	a1 ( <i>SPREAD24-6</i> )	b1 [ <i>lm(t)</i> ]	c1 [ $\pi(t-k,k)$ ]	b1 [ <i>Y(t)</i> ]	R <sup>2</sup>
1	<b>77.29</b> (18.08)	1.14 (2.40)	<b>0.45</b> (0.09)	-8.03 (7.82)	0.52
2	<b>114.75</b> (16.14)	1.76 (2.25)	<b>0.21</b> (0.10)	-2.61 (7.21)	0.54
3	<b>119.05</b> (14.90)	1.81 (2.17)	0.10 (0.10)	-3.76 (6.67)	0.54
6	<b>123.88</b> (10.09)	1.35 (1.81)	-0.15 (0.09)	1.70 (4.99)	0.68
9	<b>93.56</b> (9.94)	-1.95 (2.32)	0.01 (0.14)	8.11 (5.20)	0.59
12	<b>75.58</b> (9.96)	-3.15 (2.44)	0.12 (0.18)	5.69 (5.31)	0.51
15	<b>67.11</b> (9.64)	-0.59 (1.96)	-0.05 (0.17)	0.25 (4.91)	0.51
18	<b>55.9</b> (9.07)	1.29 (1.43)	<b>-0.30</b> (0.14)	-0.25 (4.28)	0.56
21	<b>30.11</b> (9.01)	1.67 (1.14)	<b>-0.69</b> (0.14)	2.26 (4.02)	0.64
24	1.47 (3.36)	<b>2.10</b> (0.35)	<b>-1.13</b> (0.05)	-1.94 (1.35)	0.95
36	6.41 (6.24)	0.09 (0.97)	<b>-0.97</b> (0.27)	0.24 (2.10)	0.93

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Finalmente, os resultados obtidos nos testes, através das regressões, indicam que há poder explicativo na inclinação da curva de juros, no Brasil, quando tomamos medidas de variação futura da inflação e da produção industrial. No caso da previsão de inflação, em geral, os períodos de 3 e 6 meses à frente mostraram resultados melhores que os demais períodos de previsão. No caso da previsão de atividade econômica, os resultados obtidos com as regressões com PIB a preços constantes podem estar viesados, para períodos superiores a 12 trimestres à frente, em virtude do tamanho reduzido da amostra. O mesmo vale também para períodos superiores a 21 meses no caso de inflação futura e produção industrial.

## 5 CONCLUSÕES FINAIS

Este trabalho procurou examinar evidências empíricas de que a inclinação da curva de juros poderia fornecer informação relevante, do ponto de vista de projeções, a respeito da trajetória futura da variação da inflação e da atividade econômica, no Brasil.

As evidências indicaram que para prever o comportamento da inflação futura, a inclinação da curva de juros mostrou-se um indicador robusto, com satisfatório poder de projeção, principalmente para períodos mais curtos, de 3 a 6 meses. Esses resultados, para o caso brasileiro, são consistentes com aqueles obtidos por Fama (1990) e Mishkin (1990b) para o caso dos E.U.A.

Por outro lado, para prever o comportamento futuro da atividade econômica, os resultados obtidos não permitem afirmar que a inclinação da curva de juros constitui-se em um bom indicador antecedente, no caso brasileiro. Estrella e Mishkin (1995) concluem em seu trabalho que a estrutura a termo de juros é um bom indicador para previsão das variações futuras na atividade econômica para vários países, incluindo E.U.A., França e Alemanha. Contudo, também concluem que o mesmo não é válido quando se tomam dados da Itália. Este trabalho conclui que, para o caso do Brasil, a inclinação da curva de juros não pode ser considerada bom indicador antecedente da variação na atividade econômica, quando calculada através de variações no PIB a preços constantes, série trimestral. Entretanto, os resultados para produção industrial mensal mostraram-se melhores, ainda que não tenham apresentado o êxito obtido no caso dos testes para inflação futura. De qualquer modo, demonstrou que a inclinação da curva de juros pode auxiliar, em maior ou menor grau, na previsão da inflação futura e da produção industrial mensal.

A inclinação da estrutura a termo de juros pode desempenhar um papel muito importante como indicador do grau de aperto ou relaxamento da política monetária corrente para o BC. Pode ser visto como mais um indicador a ser levado em consideração para a tomada de decisão dos bancos centrais.

De acordo com as evidências empíricas deste trabalho, a inclinação da curva de juros também pode ser usada para ajudar a autoridade monetária a identificar pressões inflacionárias futuras: quando a inclinação da curva de juros aumentar, pode ser um sinal de que a taxa de inflação aumentará no futuro.

Contudo, deve-se hesitar em utilizar exclusivamente a inclinação da curva de juros como indicador do grau de aperto da política monetária ou das perspectivas futuras da inflação. Tampouco se pode recomendar que os bancos centrais mudem sua estratégia de atuação, migrando para instrumentos que tenham maior influência direta na estrutura a termo de juros.

As evidências deste trabalho permitem apenas sugerir que os bancos centrais devem estar atentos à informação contida na estrutura a termo de juros, utilizando-a como mais um *input* de informação nos modelos utilizados pela autoridade monetária para suas decisões de política. O Banco Central do Brasil já incorpora a inclinação da estrutura a termo das taxas de juros (*spread* do *swap* de 180 dias em relação à taxa Selic) na especificação de seu modelo estrutural de previsão de inflação futura, utilizado no regime de metas de inflação<sup>18</sup>.

Este trabalho tentou contribuir para a discussão acerca da utilização de indicadores de mercado como instrumento de auxílio nas decisões de política monetária. Contudo, limitou-se a testar de forma restrita o conteúdo informacional da curva de juros em relação a trajetórias futuras de inflação e produto, controlando-a para algumas variáveis explicativas. Para o futuro, estudos que incorporem outros indicadores do mercado financeiro (como preços de índices de ações, de títulos de dívida privados, etc) poderão ser úteis para ampliar o leque de informações antecedentes disponíveis (principalmente sobre a atividade econômica) para a autoridade monetária em suas decisões de política monetária. Certamente, um maior número de *inputs* disponíveis para a tomada de decisão contribuirá para melhorar a qualidade das decisões e aumentar a credibilidade da autoridade monetária.

---

<sup>18</sup> Para mais detalhes, consultar Relatório de Inflação, Junho 2001.

## REFERÊNCIAS

1. Almeida, C., 2004, "Time-varying Risk Premia in Emerging Markets: Explanation by a Multi-Factor Affine Term Structure", *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v.7.
2. Ang, A. e M. Piazzesi, 2003, "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables", *Journal of Monetary Economics*, v.50, 745-87.
3. Ang, A., S. Dong e M. Piazzesi, 2005, "No-Arbitrage Taylor Rules", Columbia University, University of Chicago Working Paper, 2005.
4. Banco Central do Brasil, "Relatório de Inflação", Junho 2001, Setembro 2001, Dezembro 2001, Março 2002, Junho 2002.
5. Bekaert, G., S. Cho e A. Moreno, 2003, "New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure", Columbia University Job Market Paper, 2003.
6. Bernanke, B. S., 1990, "On the predictive power of interest rates and interest rate *spreads*", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, 51-68, Nov/Dec.
7. Blanchard, O., 2005, "Macroeconomics", Prentice-Hall, 4<sup>th</sup> Edition, July 2005.
8. Brito, R., A. Duarte e O. Guillén, 2003, "O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras", Banco Central do Brasil Working Paper Series, n.72.
9. Castellanos, Sara e Camero, Eduardo, 2003, "La Estructura Temporal de Tasas de Interés en México: ¿Puede Predecir la Actividad Económica Futura?", *Revista de Analisis Economico*, Ilades-Georgetown University, Economics Department, vol. 18(2), 33-66.

10. Cox, J. C., J. E. Ingersoll e S. A. Ross, 1985, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, v.53, 385–402.
11. Duffie, D. e R. Kan, 1996, "A Yield Factor Model of Interest Rates", *Mathematical Finance*, v.6, 379-406.
12. Enders, W., 2003, "Applied Econometric Time Series", John Wiley & Sons, 2<sup>nd</sup> Edition, New York.
13. Estrella, A. e Gikas Hardouvelis, 1991, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity", *Journal of Finance*, 46, 555-76.
14. Estrella, A. e Frederic Mishkin, 1995, "The Term Structure of Interest Rates And Its Role in Monetary Policy for The European Central Bank", National Bureau of Economic Research, WP5279.
15. Fama, E.F., 1975, "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, 65, 269-82.
16. Fama, E.F., 1990, "Term-structure Forecasts of Interest Rates, Inflation and Real Return", *Journal of Monetary Economics*, 25, 59-76.
17. Fernández, Viviana, 2000, "Estructura de tasas de interés en Chile: ¿Qué tan buen predictor de crecimiento e inflación?", Documentos de Trabajo 89, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
18. Fisher, Irving, 1930, "The Theory of Interest", Macmillan.
19. Garcia, Marcio G. P., 1993, "The Fischer Effect in a Signal Extraction Framework", *Journal of Development Economics*, v.41, 71-93.
20. Gerlach, Stefan, 1995, "The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany", BIS Working Paper No.29.

21. Granger, Clive W.J., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37, 99-126.
22. Hamilton, J. e Kim, D., 2002, "A Re-Examination of the Predictability of the Yield *spread* for Real Economic Activity", *Journal of Money, Credit and Banking*, v.34, 340-60.
23. Jorion, P. e Frederic Mishkin, 1991, "A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecasts at Long Horizons", *Journal of Financial Economics*, 29, 59-80.
24. Lima, A. e J. Issler, 2003, "A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente", *Revista Brasileira de Economia*, v.57, p. 873-98.
25. Litterman, R. e J. Scheinkman, 1991, "Common Factors Affecting Bond Returns", *Journal of Fixed Income*, v.1, 54-61.
26. Mishkin, Frederic, 1981, "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation", *The Costs and Consequences of Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 15, (Autumn 1981), 151-200 e 213-218.
27. Mishkin, Frederic, 1990a, "What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 25, 77-95.
28. Mishkin, Frederic, 1990b, "The Information in the Longer-Maturity Term Structure About Future Inflation", *Quarterly Journal of Economics*, 55, 815-28.
29. Mishkin, Frederic, 1991, "A Multi-Country Study of the Information in the Term Structure about Future Inflation", *Journal of International Money and Finance*, 19, 2-22.

30. Minella, A., Freitas, P., Goldfajn, I., Muinhos, M., 2003, "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility", Trabalho para Discussão 77, Banco Central do Brasil.
31. Rocha, Roberto de Rezende, 1987, "Juros e Inflação: uma análise da equação de Fisher para o Brasil", Editora da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
32. Rudebusch, G. e T. Wu, 2005, "A Macro-Finance Model of the Term Structure", Monetary Policy and the Economy, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 2005.
33. Shousha, S., 2005, "Estrutura a Termo de Taxa de Juros e Dinâmica Macroeconômica no Brasil", Dissertação de Mestrado Departamento de Economia PUC-Rio, Dez. 2005.
34. Silveira, M., 2005, "Modelo Fatorial Linear Macroeconômico de Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Aplicação para a Economia Brasileira", Texto para Discussão IPEA, n.1097.
35. Tabak, B., 2003, "Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates", Banco Central do Brasil Working Paper Series, n.70.
36. Tabak, B. e S. Andrade, 2001, "Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates", Banco Central do Brasil Working Paper Series, n.30.
37. Triches, D. e Wilson Caldart, 2005, "As Teorias da Estrutura a termo das Taxas de Juros da Economia Brasileira: Uma análise da Causalidade de Setembro de 1999 a Setembro de 2004", VIII Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC Sul, 2005.
38. Vasicek, Oldrich A., 1977, "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", Journal of Financial Economics, v.5 (November-77), 177–88.

39. Walsh, Carl E., 1998, "Monetary theory and policy", Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press, 1998.
40. Watson, Mark, 1991, "Using Econometric Models to predict Recessions", Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper WP-92-7.
41. Woodford, M., 2004, "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy". Princeton University Press.

## ANEXOS

Tabela 1 Definições de BILL e BOND, para cada país, no cálculo da variável *SPREAD*.

<b>BILL</b>	<b>Instrumento de 3 meses</b>
FRANÇA ALEMANHA ITÁLIA INGLATERRA EUA	Taxa interbancária de Paris de 3 meses - final de mês Empréstimos de 3 meses - final de mês Notas Ordinárias do Tesouro - 3 meses Notas do Tesouro de 91 dias Notas do tesouro de 3 meses - final de mês
<b>BOND</b>	<b>Taxa de Títulos de longo prazo do governo</b>
FRANÇA ALEMANHA ITÁLIA INGLATERRA EUA	Títulos públicos e semi-públicos, mercado secundário Títulos públicos federais, 10 anos, mercado secundário Títulos do Tesouro, mercado secundário Títulos do Governo, 10 anos Rendimento do Título de 10 anos do Tesouro

Fonte: Estrella e Mishkin (1995)

Tabela 2 Resultados da regressão *SPREAD* x PIB real (5 países seleccionados)

k (trimestres à frente)	França		Alemanha		Itália		Inglaterra		EUA	
	A1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>
1	0.38 (0.21)	0.04	<b>0.61</b> (0.18)	0.06	0.05 (0.50)	-0.01	0.32 (0.20)	0.01	<b>1.13</b> (0.25)	0.21
2	<b>0.43</b> (0.20)	0.11	<b>0.63</b> (0.14)	0.15	0.20 (0.46)	0.00	0.34 (0.19)	0.04	<b>1.24</b> (0.19)	0.38
3	<b>0.49</b> (0.18)	0.18	<b>0.64</b> (0.13)	0.24	0.37 (0.39)	0.05	0.34 (0.18)	0.06	<b>1.20</b> (0.16)	0.47
4	<b>0.49</b> (0.16)	0.22	<b>0.66</b> (0.11)	0.32	0.48 (0.33)	0.12	<b>0.35</b> (0.16)	0.08	<b>1.16</b> (0.15)	0.53
5	<b>0.51</b> (0.15)	0.27	<b>0.65</b> (0.10)	0.34	0.48 (0.31)	0.13	<b>0.38</b> (0.16)	0.12	<b>1.10</b> (0.14)	0.57
6	<b>0.45</b> (0.15)	0.23	<b>0.62</b> (0.09)	0.38	0.41 (0.29)	0.10	<b>0.35</b> (0.16)	0.12	<b>1.02</b> (0.13)	0.58
7	<b>0.48</b> (0.15)	0.26	<b>0.60</b> (0.08)	0.40	0.30 (0.29)	0.05	<b>0.33</b> (0.16)	0.11	<b>0.95</b> (0.10)	0.56
8	<b>0.47</b> (0.15)	0.24	<b>0.56</b> (0.07)	0.39	0.21 (0.27)	0.02	0.30 (0.17)	0.09	<b>0.86</b> (0.08)	0.52
12	<b>0.46</b> (0.17)	0.24	<b>0.39</b> (0.08)	0.31	-0.06 (0.19)	-0.01	0.16 (0.18)	0.03	<b>0.56</b> (0.10)	0.35
16	<b>0.44</b> (0.18)	0.29	<b>0.28</b> (0.07)	0.23	-0.13 (0.14)	0.01	0.10 (0.15)	0.01	<b>0.26</b> (0.09)	0.11
20	<b>0.30</b> (0.13)	0.15	<b>0.16</b> (0.07)	0.11	-0.10 (0.12)	0.01	0.01 (0.13)	0.01	0.07 (0.08)	0.00

Fonte: Estrella e Mishkin (1995). Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses.

Tabela 3 Resultados da regressão *SPREAD* x Produção Industrial mensal (5 países selecionados)

k (meses à frente)	França		Alemanha		Itália		Inglaterra		EUA	
	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>
3	<b>0.65</b> (0.32)	0.02	<b>1.16</b> (0.37)	0.06	0.36 (0.83)	0.00	0.58 (0.39)	0.01	<b>1.90</b> (0.49)	0.15
6	0.43 (0.26)	0.02	<b>1.22</b> (0.32)	0.14	0.75 (0.82)	0.02	0.63 (0.40)	0.04	<b>1.94</b> (0.45)	0.23
9	0.40 (0.28)	0.04	<b>1.25</b> (0.29)	0.22	0.87 (0.61)	0.05	0.59 (0.38)	0.05	<b>1.90</b> (0.43)	0.30
12	0.46 (0.27)	0.07	<b>1.29</b> (0.25)	0.32	<b>1.04</b> (0.46)	0.10	<b>0.68</b> (0.33)	0.10	<b>1.89</b> (0.41)	0.38
15	0.43 (0.26)	0.08	<b>1.29</b> (0.21)	0.38	<b>1.03</b> (0.41)	0.12	<b>0.69</b> (0.27)	0.14	<b>1.82</b> (0.40)	0.42
18	0.35 (0.25)	0.06	<b>1.27</b> (0.19)	0.46	<b>0.81</b> (0.41)	0.09	<b>0.63</b> (0.22)	0.14	<b>1.74</b> (0.39)	0.47
21	0.28 (0.24)	0.05	<b>1.20</b> (0.17)	0.48	0.54 (0.37)	0.05	<b>0.58</b> (0.18)	0.14	<b>1.62</b> (0.32)	0.47
24	0.38 (0.22)	0.09	<b>1.09</b> (0.15)	0.47	0.39 (0.35)	0.03	<b>0.50</b> (0.18)	0.12	<b>1.42</b> (0.26)	0.43
36	<b>0.59</b> (0.21)	0.20	<b>0.68</b> (0.14)	0.35	0.10 (0.21)	0.00	0.20 (0.20)	0.03	<b>0.81</b> (0.20)	0.30
48	<b>0.60</b> (0.22)	0.29	<b>0.44</b> (0.12)	0.24	-0.02 (0.19)	-0.01	0.15 (0.15)	0.03	<b>0.39</b> (0.14)	0.12
60	<b>0.40</b> (0.09)	0.18	<b>0.20</b> (0.07)	0.09	-0.12 (0.16)	0.01	0.05 (0.11)	0.00	0.15 (0.10)	0.04

Fonte: Estrella e Mishkin (1995). Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses.

Tabela 4 Resultados da regressão *SPREAD* x Taxa de Desemprego mensal (5 países selecionados)

k (meses à frente)	França		Alemanha		Itália		Inglaterra		EUA	
	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>
3	<b>-0.07</b> (0.01)	0.31	<b>-0.06</b> (0.01)	0.20	0.03 (0.04)	-0.01	-0.01 (0.02)	0.00	<b>-0.10</b> (0.03)	0.14
6	<b>-0.13</b> (0.03)	0.32	<b>-0.13</b> (0.02)	0.29	0.01 (0.09)	-0.02	-0.02 (0.05)	0.00	<b>-0.23</b> (0.05)	0.24
9	<b>-0.20</b> (0.05)	0.34	<b>-0.21</b> (0.04)	0.35	-0.04 (0.15)	-0.02	-0.05 (0.08)	0.01	<b>-0.36</b> (0.07)	0.33
12	<b>-0.26</b> (0.06)	0.33	<b>-0.29</b> (0.05)	0.41	-0.07 (0.20)	-0.01	-0.08 (0.11)	0.01	<b>-0.50</b> (0.09)	0.42
15	<b>-0.32</b> (0.08)	0.35	<b>-0.37</b> (0.06)	0.47	-0.07 (0.26)	-0.02	-0.12 (0.14)	0.02	<b>-0.63</b> (0.10)	0.51
18	<b>-0.38</b> (0.09)	0.36	<b>-0.45</b> (0.07)	0.52	-0.09 (0.32)	-0.01	-0.16 (0.16)	0.03	<b>-0.74</b> (0.11)	0.57
21	<b>-0.44</b> (0.10)	0.37	<b>-0.52</b> (0.09)	0.55	-0.09 (0.36)	-0.02	-0.18 (0.17)	0.03	<b>-0.83</b> (0.11)	0.60
24	<b>-0.53</b> (0.12)	0.38	<b>-0.57</b> (0.10)	0.55	-0.07 (0.40)	-0.02	-0.19 (0.18)	0.03	<b>-0.88</b> (0.10)	0.60
36	<b>-1.20</b> (0.16)	0.54	<b>-0.65</b> (0.13)	0.45	-0.59 (0.52)	0.05	-0.14 (0.25)	0.01	<b>-0.91</b> (0.15)	0.48
48	<b>-1.47</b> (0.14)	0.62	<b>-0.64</b> (0.14)	0.35	<b>1.37</b> (0.31)	0.24	-0.01 (0.28)	0.00	<b>-0.69</b> (0.15)	0.25
60	<b>-1.26</b> (0.11)	0.59	<b>-0.50</b> (0.18)	0.19	<b>1.26</b> (0.29)	0.18	0.20 (0.27)	0.01	<b>-0.41</b> (0.18)	0.09

Fonte: Estrella e Mishkin (1995). Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses.

Tabela 5 Resultados da regressão *SPREAD* x Inflação (5 países seleccionados).

k (trimestres à frente)	França		Alemanha		Itália		Inglaterra		EUA	
	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>
4	0.042 (0.134)	0.04	0.083 (0.076)	-0.02	0.513 (0.302)	0.11	-0.048 (0.239)	0.02	0.108 (0.148)	-0.01
8	-0.059 (0.148)	-0.03	<b>0.177</b> (0.065)	0.00	0.852 (0.501)	0.11	0.229 (0.322)	0.08	0.261 (0.210)	0.06
9	-0.097 (0.196)	-0.03	<b>0.194</b> (0.083)	0.01	<b>1.032</b> (0.466)	0.18	0.497 (0.323)	0.06	0.319 (0.220)	0.08
10	-0.042 (0.142)	-0.04	<b>0.205</b> (0.094)	0.01	<b>1.143</b> (0.457)	0.20	0.502 (0.312)	0.09	0.367 (0.206)	0.11
11	-0.050 (0.193)	-0.02	<b>0.237</b> (0.057)	0.06	<b>1.173</b> (0.506)	0.20	0.577 (0.311)	0.11	<b>0.537</b> (0.181)	0.14
12	0.052 (0.233)	-0.01	<b>0.261</b> (0.080)	0.01	<b>1.162</b> (0.478)	0.18	<b>0.656</b> (0.311)	0.10	<b>0.445</b> (0.173)	0.19
13	0.098 (0.220)	-0.04	<b>0.287</b> (0.072)	0.02	0.988 (0.610)	0.10	<b>0.627</b> (0.313)	0.11	<b>0.569</b> (0.154)	0.19
14	0.780 (0.231)	0.00	<b>0.466</b> (0.080)	0.10	0.887 (0.738)	0.04	0.588 (0.328)	0.10	<b>0.589</b> (0.150)	0.22
15	0.049 (0.237)	0.00	<b>0.319</b> (0.092)	0.04	1.017 (0.820)	0.12	0.578 (0.368)	0.09	<b>0.541</b> (0.123)	0.25
16	0.033 (0.221)	-0.01	<b>0.348</b> (0.077)	0.04	0.972 (1.022)	0.11	0.652 (0.379)	0.09	<b>0.543</b> (0.081)	0.29
20	0.531 (0.359)	0.24	<b>0.381</b> (0.068)	0.14	0.756 (1.072)	0.03	0.729 (0.499)	0.04	<b>0.617</b> (0.063)	0.51

Fonte: Estrella e Mishkin (1995). Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 6 Resultados das regressões de *SPREAD* x Produção Industrial Mensal (dessazonalizada), para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

<b>K</b> <b>(meses à frente)</b>	<b>SPREAD12</b>		<b>SPREAD24</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-4.230 (6.050)	0.01	-4.070 (4.910)	0.01
3	<b>-8.167</b> (2.940)	0.09	<b>-5.620</b> (2.420)	0.06
6	<b>-5.638</b> (1.610)	0.12	<b>-3.480</b> (1.400)	0.07
9	-1.970 (1.053)	0.04	-0.767 (0.870)	0.01
12	-0.478 (0.362)	0.02	-0.270 (0.296)	0.01
15	<b>-1.752</b> (0.666)	0.09	-1.070 (0.550)	0.05
18	<b>-1.871</b> (0.628)	0.12	-1.048 (0.534)	0.05
21	-0.602 (0.510)	0.02	0.013 (0.440)	0.00
24	-0.210 (0.230)	0.01	0.069 (0.205)	0.00
36	-0.032 (0.180)	0.00	0.241 (0.153)	0.05
48	-0.036 (0.120)	0.00	0.154 (0.100)	0.06
60	<b>0.287</b> (0.105)	0.23	0.200 (0.102)	0.14

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 7 Resultados das regressões de *SPREAD* x Produção Industrial Mensal (dessazonalizada), para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

<b>K</b> <b>(meses à frente)</b>	<b>SPREAD6S</b>		<b>SPREAD12S</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-2.830 (3.940)	0.00	-1.820 (2.470)	0.01
3	<b>-4.440</b> (1.940)	0.06	<b>-3.120</b> (1.210)	0.08
6	<b>-3.960</b> (1.080)	0.14	<b>-2.510</b> (0.680)	0.15
9	<b>-1.850</b> (0.670)	0.09	<b>-1.060</b> (0.430)	0.08
12	<b>-0.490</b> (0.230)	0.06	-0.275 (0.148)	0.05
15	<b>-0.900</b> (0.440)	0.06	<b>-0.650</b> (0.277)	0.07
18	<b>-1.130</b> (0.400)	0.11	<b>-0.768</b> (0.250)	0.12
21	<b>-0.750</b> (0.310)	0.08	<b>-0.400</b> (0.200)	0.06
24	<b>-0.330</b> (0.140)	0.08	-0.170 (0.090)	0.05
36	-0.060 (0.110)	0.01	-0.030 (0.070)	0.00
48	-0.068 (0.070)	0.02	-0.030 (0.050)	0.01
60	0.040 (0.060)	0.02	-0.067 (0.040)	0.09

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 8 Resultados das regressões de *SPREAD* x Produção Industrial Mensal (dessazonalizada), para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

K (meses à frente)	<i>SPREAD24S</i>		<i>SPREAD24-6</i>	
	a1	R <sup>2</sup>	a1	R <sup>2</sup>
1	-1.370 (1.710)	0.01	-2.210 (2.790)	0.01
3	<b>-2.180</b> (0.840)	0.01	<b>-3.540</b> (1.360)	0.08
6	<b>-1.627</b> (0.470)	0.13	<b>-2.320</b> (0.790)	0.10
9	<b>-0.600</b> (0.300)	0.05	-0.670 (0.500)	0.02
12	-0.165 (0.100)	0.03	-0.190 (0.170)	0.02
15	<b>-0.450</b> (0.190)	0.07	<b>-0.720</b> (0.310)	0.07
18	<b>-0.505</b> (0.180)	0.10	<b>-0.740</b> (0.300)	0.08
21	-0.204 (0.150)	0.03	-0.130 (0.250)	0.00
24	-0.080 (0.067)	0.02	-0.030 (0.110)	0.00
36	0.010 (0.050)	0.00	0.070 (0.090)	0.02
48	-0.003 (0.030)	0.00	0.040 (0.060)	0.01
60	0.057 (0.030)	0.11	<b>0.135</b> (0.050)	0.20

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 9 Resultados das regressões de *SPREAD* x PIB a preços constantes, série dessazonalizada e trimestral, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

<b>k</b> <b>(trimestres à frente)</b>	<b>SPREAD12</b>		<b>SPREAD24</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	0.070 (0.480)	0.00	-0.186 (0.399)	0.01
4	-0.370 (0.244)	0.09	-0.218 (0.209)	0.05
8	-0.077 (0.145)	0.02	0.002 (0.130)	0.00
9	-0.018 (0.143)	0.00	0.060 (0.127)	0.01
10	0.014 (0.140)	0.00	0.113 (0.122)	0.05
12	0.061 (0.120)	0.02	0.148 (0.103)	0.13
15	0.109 (0.064)	0.21	<b>0.146</b> (0.047)	0.47
18	0.130 (0.094)	0.19	<b>0.139</b> (0.058)	0.41
20	<b>0.234</b> (0.052)	0.77	<b>0.191</b> (0.064)	0.59

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 10 Resultados das regressões de *SPREAD* x PIB a preços constantes, série dessazonalizada e trimestral, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

<b>k</b> <b>(trimestres à frente)</b>	<b>SPREAD6S</b>		<b>SPREAD12S</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-0.525 (0.340)	0.08	-0.169 (0.211)	0.03
4	<b>-0.428</b> (0.409)	0.22	<b>-0.222</b> (0.103)	0.17
8	-0.184 (0.090)	0.18	-0.081 (0.059)	0.09
9	-0.149 (0.095)	0.13	-0.057 (0.060)	0.05
10	-0.106 (0.096)	0.07	-0.036 (0.060)	0.02
12	0.004 (0.090)	0.00	0.013 (0.055)	0.00
15	0.068 (0.050)	0.14	0.046 (0.030)	0.18
18	-0.024 (0.055)	0.02	0.006 (0.040)	0.00
20	0.049 (0.050)	0.14	0.059 (0.030)	0.36

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 11 Resultados das regressões de *SPREAD* x PIB a preços constantes, série dessazonalizada e trimestral, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006.

<b>k</b> <b>(trimestres à frente)</b>	<b>SPREAD24S</b>		<b>SPREAD24-6</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	-0.100 (0.140)	0.02	-0.041 (0.220)	0.00
4	<b>-0.129</b> (0.070)	0.13	-0.147 (0.115)	0.07
8	-0.039 (0.040)	0.04	-0.017 (0.070)	0.00
9	-0.020 (0.040)	0.01	0.013 (0.069)	0.00
10	-0.004 (0.050)	0.00	0.056 (0.067)	0.02
12	0.023 (0.037)	0.03	0.058 (0.058)	0.07
15	0.039 (0.019)	0.28	<b>0.067</b> (0.028)	0.34
18	0.021 (0.026)	0.07	0.074 (0.037)	0.33
20	0.048 (0.022)	0.45	<b>0.109</b> (0.030)	0.70

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 12 Resultados das regressões de *SPREAD* x inflação medida pelo IPCA mensal, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006

<b>k</b> <b>(meses à frente)</b>	<b><i>SPREAD12</i></b>		<b><i>SPREAD24</i></b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	<b>2.417</b> (0.410)	0.29	<b>2.100</b> (0.320)	0.33
2	<b>2.695</b> (0.334)	0.44	<b>2.206</b> (0.270)	0.45
3	<b>2.658</b> (0.289)	0.51	<b>2.098</b> (0.241)	0.48
6	<b>2.238</b> (0.238)	0.53	<b>1.830</b> (0.190)	0.54
9	<b>1.606</b> (0.232)	0.39	<b>1.451</b> (0.173)	0.48
12	<b>1.205</b> (0.220)	0.29	<b>1.222</b> (0.156)	0.46
15	<b>1.025</b> (0.207)	0.26	<b>1.147</b> (0.139)	0.49
18	<b>0.904</b> (0.196)	0.24	<b>1.072</b> (0.130)	0.50
21	<b>0.731</b> (0.189)	0.19	<b>0.881</b> (0.140)	0.38
24	<b>0.569</b> (0.182)	0.14	<b>0.653</b> (0.147)	0.24
36	0.217 (0.142)	0.05	0.118 (0.125)	0.02

Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 13 Resultados das regressões de *SPREAD* x inflação medida pelo IPCA mensal, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006

<b>k</b> <b>(meses à frente)</b>	<b>SPREAD6S</b>		<b>SPREAD12S</b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	<b>134.2</b> (28.4)	0.21	<b>93.4</b> (17.3)	0.26
2	<b>143.9</b> (24.4)	0.30	<b>101.9</b> (14.4)	0.37
3	<b>146.3</b> (21.5)	0.36	<b>102.2</b> (12.5)	0.45
6	<b>124.2</b> (17.9)	0.38	<b>86.6</b> (10.4)	0.47
9	<b>80.79</b> (17.1)	0.23	<b>59.1</b> (10.1)	0.31
12	<b>52.58</b> (16.1)	0.13	<b>41.3</b> (9.5)	0.20
15	<b>46.18</b> (14.7)	0.12	<b>35.8</b> (8.9)	0.19
18	<b>52.02</b> (12.8)	0.20	<b>35.9</b> (8.0)	0.23
21	<b>54.32</b> (11.26)	0.27	<b>34.0</b> (7.2)	0.25
24	<b>48.50</b> (10.4)	0.26	<b>28.9</b> (6.9)	0.23
36	<b>19.01</b> (8.6)	0.09	<b>11.3</b> (5.6)	0.08

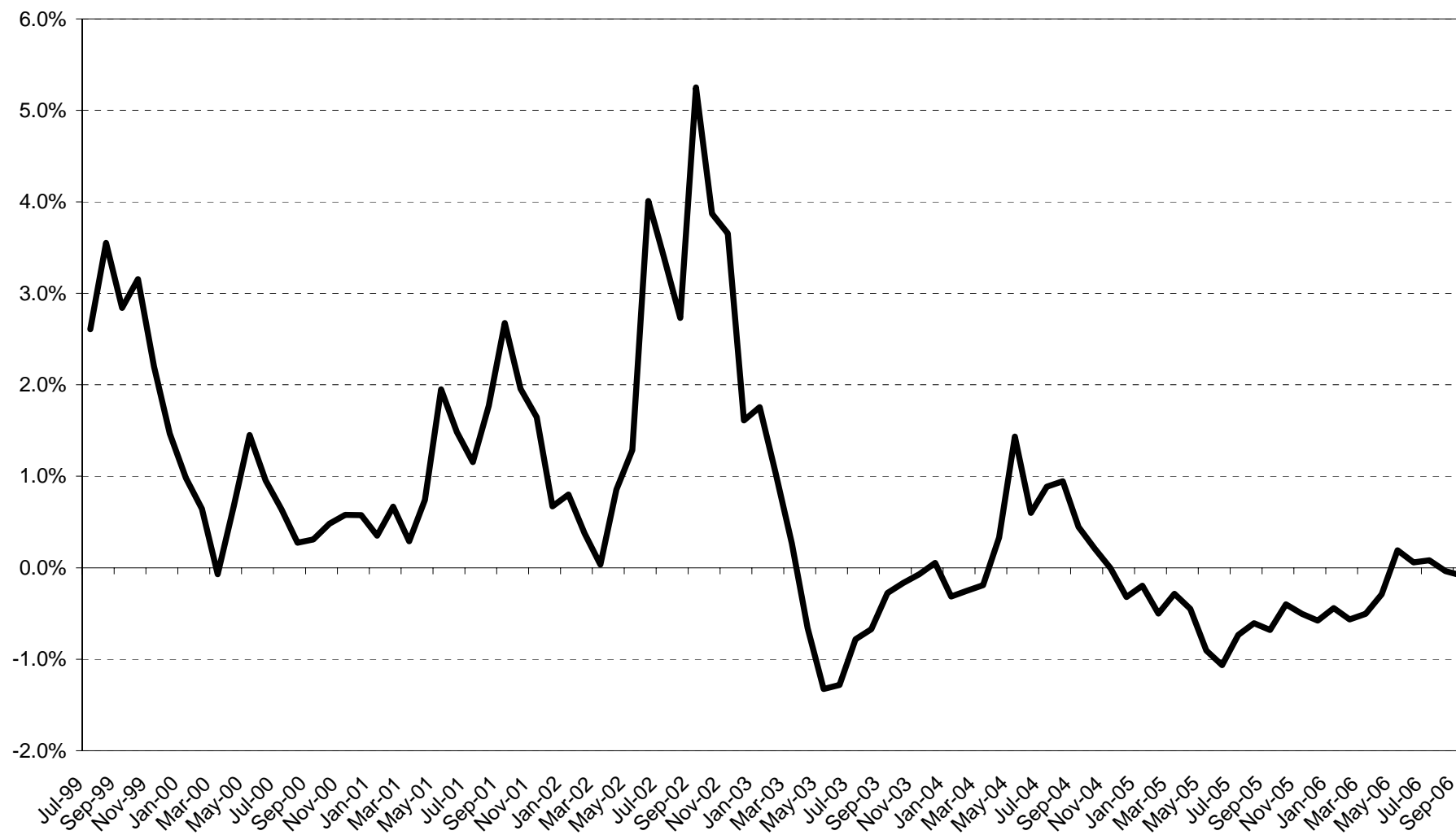
Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

Tabela 14 Resultados das regressões de *SPREAD* x inflação medida pelo IPCA mensal, para o Brasil, dados de julho/1999 até setembro/2006

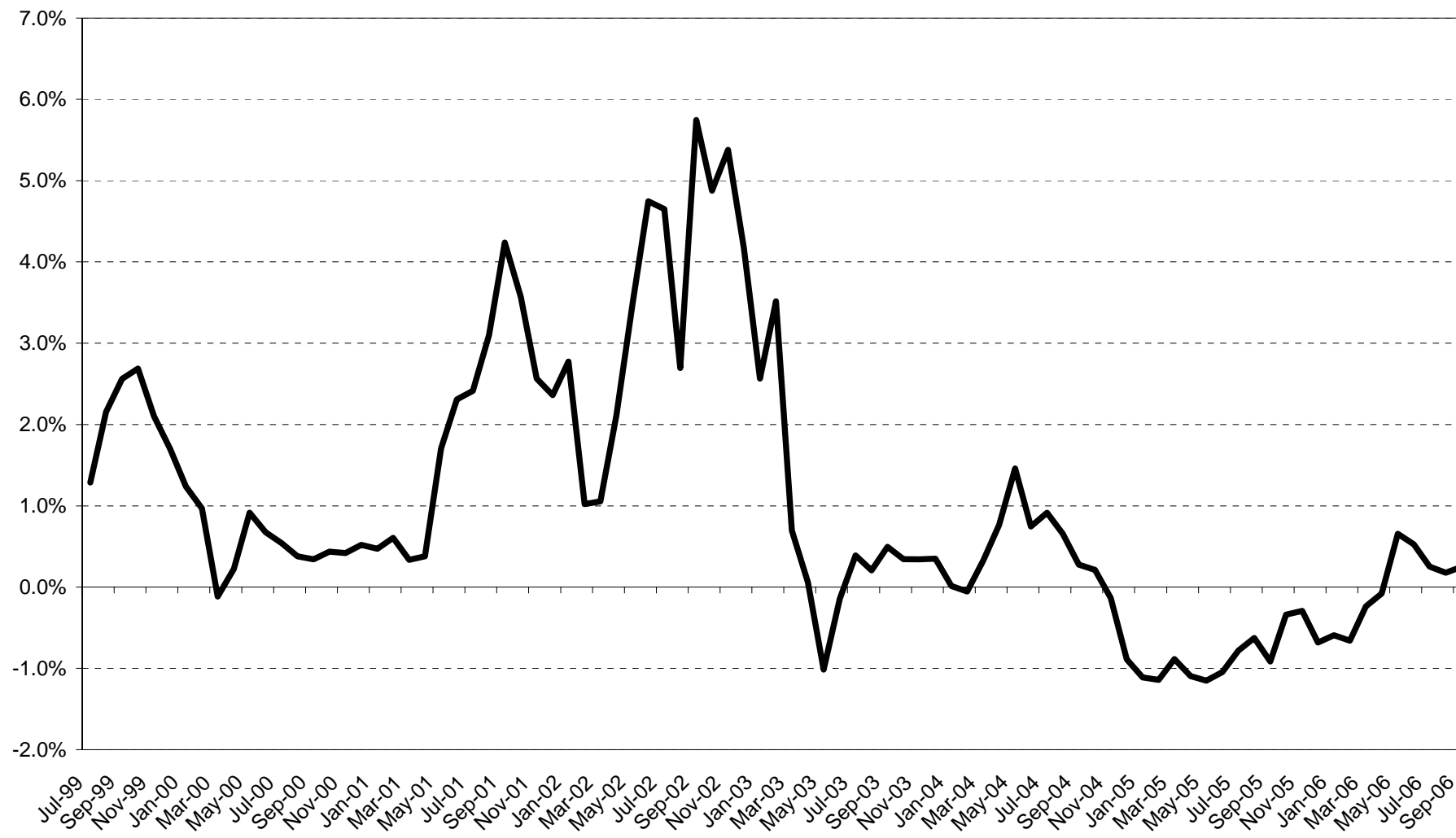
<b>k</b> <b>(meses à frente)</b>	<b><i>SPREAD24S</i></b>		<b><i>SPREAD24-6</i></b>	
	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>	<b>a1</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
1	<b>70.4</b> (11.6)	0.30	<b>119.1</b> (18.5)	0.33
2	<b>75.7</b> (9.4)	0.44	<b>128.4</b> (14.9)	0.47
3	<b>74.6</b> (8.3)	0.50	<b>124.2</b> (13.3)	0.52
6	<b>63.4</b> (6.7)	0.53	<b>106.6</b> (10.6)	0.56
9	<b>46.2</b> (6.6)	0.39	<b>81.1</b> (10.0)	0.46
12	<b>35.0</b> (6.3)	0.30	<b>65.3</b> (9.4)	0.40
15	<b>31.5</b> (5.8)	0.30	<b>59.2</b> (8.6)	0.40
18	<b>30.6</b> (6.8)	0.34	<b>54.4</b> (8.1)	0.40
21	<b>27.1</b> (4.9)	0.32	<b>44.2</b> (8.3)	0.31
24	<b>21.9</b> (4.8)	0.25	<b>33.4</b> (8.4)	0.21
36	7.2 (4.1)	0.06	8.73 (6.9)	0.03

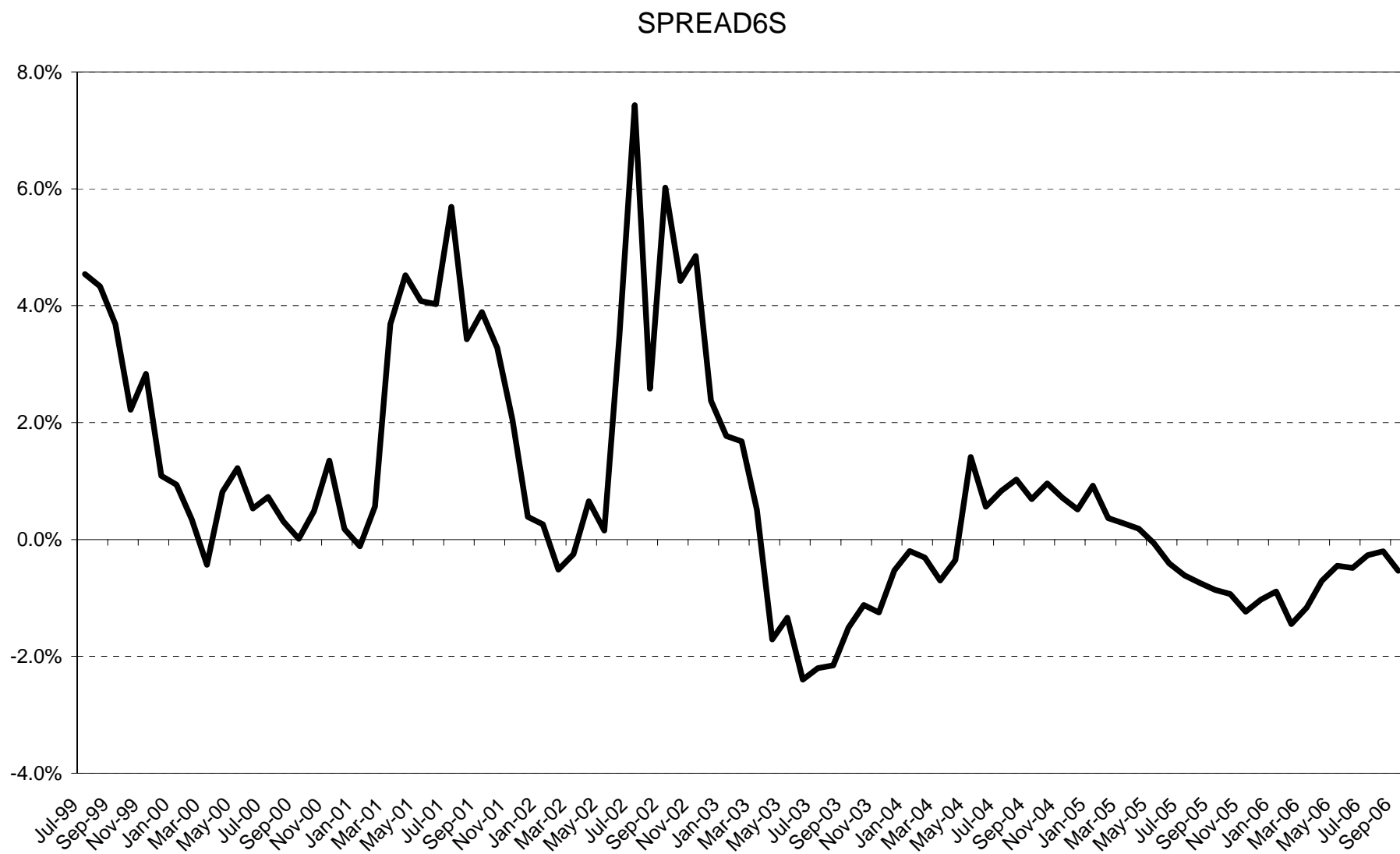
Nota: Valores em negrito são significantes a 5%; erro-padrão entre parênteses

## SPREAD12



## SPREAD24





## SPREAD12S

