

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS*

Emerson Fernandes Marçal**

Pedro L. Valls Pereira***

O estudo da estrutura a termo das taxas de juros no Brasil está nos estágios iniciais. Neste trabalho realiza-se uma série de testes para avaliar a validade da hipótese de expectativas a dados brasileiros. Os resultados apontam que a hipótese de expectativa é insuficiente para descrever os dados satisfatoriamente. Para explicar esse achado, levantam-se algumas possibilidades: *a)* a presença de suavização nas taxas de juros de curto prazo pelo banco central (McCALLUM, 1994); *b)* a ineficiência informacional dos mercados a termo; *c)* alguma forma de irracionalidade no processo de formação de expectativas pelos agentes; e *d)* a instabilidade macroeconômica do período analisado, que torna os testes estatísticos questionáveis.

1 INTRODUÇÃO

O estudo do comportamento da estrutura a termo da taxa de juros é importante por uma série de razões. Um maior entendimento sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros facilita a tomada de decisões na compra e venda de títulos correspondentes e logo na tomada de decisões de investimentos. Além disso, há uma boa evidência e razões teóricas sólidas que indicam a existência de uma relação entre os movimentos na estrutura a termo das taxas de juros e algumas variáveis macroeconômicas como inflação e emprego. Dessa forma, o estudo da estrutura a termo é de particular interesse também aos formuladores de política econômica. A validade da hipótese de expectativas a ser testada neste artigo tem importantes implicações em termos de política econômica, na medida em que consiste num modelo relativamente simples que permite gerar proposições sobre a estrutura a termo e facilita o estudo de como alterações de política econômica, monetária em particular, são transmitidas a taxas longas. Estas podem gerar repercussões importantes sobre decisões de consumo e investimento dos agentes e logo seriam um importante mecanismo de transmissão da política econômica. O estudo dos determinantes da estrutura a termo pode gerar respostas sobre como a política monetária vem sendo conduzida e como ela responde a choques de toda ordem que afetam as taxas de diversos prazos.

* Pedro L. Valls Pereira agradece o financiamento do CNPq e do Projeto Temático Fapesp-CNPq número 2003/10105-2.

** Da Universidade Presbiteriana Mackenzie e do IE-Unicamp.

*** Do Ibmec São Paulo.

O objetivo deste artigo é testar a hipótese de expectativas, uma das mais simples teorias sobre a estrutura a termo da taxa de juros. A hipótese de expectativas diz que a taxa de juros de prazo maior tem de igualar uma média das taxas futuras esperadas de curto prazo mais um prêmio de risco. Ademais, supõe-se que o processo de formação de expectativas é racional e que os mercados são informacionalmente eficientes.¹

O artigo será dividido em oito seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção a hipótese de expectativas é apresentada e discutida. Na terceira seção, a reformulação da hipótese de expectativas na forma como apresentada por McCallum (1994) é apresentada. As implicações da hipótese de expectativa em termos de proposições testáveis são feitas também nesta seção. Na quarta seção as diversas metodologias para testar a hipótese de expectativas são apresentadas sucintamente. Na quinta seção a base de dados a ser analisada é apresentada e os testes realizados são reportados e discutidos. Na sexta, um balanço dos resultados é feito. A sétima seção inclui uma comparação dos resultados deste artigo com demais estudos sobre o tema. Por fim, na oitava, são apresentadas as conclusões finais.

2 A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

Definindo-se como R_t^m o logaritmo do retorno pago anualizado por um título de longo prazo de m períodos e por R_t^n , o logaritmo do retorno anualizado pago por um título de prazo curto de n períodos tal que $n < m$, o *spread* (m, n) – $S^{m,n}$ pode ser definido como $R_t^m - R_t^n$.

A equação básica para modelar a estrutura a termo da taxa de juros é dada por:

$$R_t^m = (1/k) E_t \left[R_t^n + R_{t+n}^n + R_{t+2n}^n + \dots + R_{t+in}^n \right] + T_t^{m,n} \quad (1)$$

na qual E_t representa a expectativa formada em t , $k = (m/n)$ e $i = 1, 2, \dots, k$, e $T_t^{m,n}$, o prêmio exigido pelos agentes para optar por uma estratégia de prazo maior.

Em princípio um investidor pode optar por duas estratégias: na primeira, segura o título de prazo m até o vencimento e obtém o retorno R_t^m ; a outra estratégia consiste em comprar títulos de prazo n durante (m/n) períodos consecutivos. Em equilíbrio, a equação (1) deve ser respeitada se os agentes arbitrarem os diferenciais de taxas levando em conta o prêmio $T_t^{m,n}$ e o valor esperado das taxas de juros de curto prazo. As expectativas são formadas de maneira racional. Se a hipótese de expectativas for válida a equação (1) deve ser observada.

1. Uma discussão sobre os diversos conceitos de eficiência informacional pode ser vista em Campbell, Lo e Mackinlay (1997).

Uma questão em aberto na hipótese de expectativa diz respeito ao termo prêmio. A discussão sobre seus determinantes é antiga e remonta por exemplo a Keynes (1930) e Hicks (1946). Uma resenha sobre como o termo risco foi modelado desde então até os dias atuais pode ser encontrada em Shiller (1990). Curthbertson e Nitzsche (2005, p. 494-498) apresentam a seguinte tipologia para classificar as diversas formas como o prêmio de risco é modelado:

a) hipóteses de expectativas puras: nesta versão o prêmio exigido é constante e igual a 0;

b) hipótese de expectativas com prêmio constante: nesta versão o prêmio exigido é constante, diferente de 0 e igual para todas as maturidades;

c) hipótese de prêmio crescente ou de preferência pela liquidez: nesta versão o prêmio é constante ao longo do tempo e maior para os *spreads* mais longos;

d) hipótese de risco variável ao longo do tempo: o prêmio exigido pelos agentes varia ao longo do tempo;

e) hipótese de segmentação de mercado: o valor dos ativos depende de alguma forma do estoque disponível dos mesmos e isto tem influência nos *spreads*; e

f) retornos constantes por período de carregamento: este tipo de abordagem sugere que não se deve comparar retornos de títulos de diversas maturidades e sim o retorno de cada título de qualquer maturidade pelo carregamento dos mesmos na carteira por um período fixo.

Os modelos de *a* a *c* são restritos em termos de generalidade, contudo, são os mais fáceis de serem testados e implementados. O modelo *d* é um modelo geral; entretanto, é de difícil implementação da forma genérica como foi apresentado. O modelo *e* fornece uma pista sobre algum tipo de informação adicional útil a ser incorporada na análise da estrutura a termo da taxa de juros caso os testes dos modelos mais simples falhem. O modelo *f*, na verdade, implica um certo ceticismo quanto à hipótese de expectativas e propõe que os testes se concentrem apenas nos retornos dos títulos de qualquer prazo em determinado período.

A hipótese de expectativas também pode ser apresentada da seguinte forma. Reordenando-a, pode-se chegar a:

$$R_t^m - R_t^n = \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) E_t(\Delta^n R_{t+in}^n) + T_t^{m,n} \quad (2)$$

A equação (2) é ponto de partida e referência fundamental para a análise que se segue. Todos os termos já foram definidos.

3 POLÍTICA MONETÁRIA E A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

McCallum (1994) analisa como uma regra de política monetária que vise suavizar os movimentos das taxas de juros ao longo do tempo pode alterar o quadro simples apresentado anteriormente. O autor supõe que os bancos centrais utilizam uma taxa de curto prazo como instrumento para influenciar a economia e o valor do *spread* entre uma taxa de mais longo prazo e uma de curto prazo como sinalizador sobre a evolução futura da atividade econômica e de inflação, na medida em que existe uma literatura em que Gallmeyer, Hollifield e Zin (2005) documentam boa evidência em favor dessa relação.

Utilizando um modelo simples com apenas duas taxas – uma taxa de curto prazo (1 período) que é utilizada como instrumento de política econômica e outra taxa de longo prazo (2 períodos) determinada pelo mercado – o autor coloca fortes restrições à análise que parte da equação como apresentada na equação (2).

O autor parte da hipótese de que o termo de risco varie ao longo do tempo a partir de um processo auto-regressivo cujos erros não possam ser previstos pela informação contida nas taxas. Dessa forma a equação (2) teria basicamente duas fontes de erros: *a*) a primeira adviria de choques inesperados e imprevisíveis sobre o termo de risco; e *b*) erros de previsão aleatórios.

Partindo das seguintes relações:

$$R_t^2 = \left(\frac{1}{2}\right) \left[R_t^1 - E(R_{t+1}^1) \right] + T_t^{2,1} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t+1} = R_{t+1}^1 - E_t(R_{t+1}^1) \quad (4)$$

Reunindo as equações (3) e (4), chega-se a:

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_{t+1}^1 = R_t^2 - R_t^1 - T_t^{2,1} + \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

As equações (6) e (7) sintetizam o argumento:²

$$\left(\frac{1}{2}\right) \Delta R_{t+1}^1 = R_t^2 - R_t^1 - T_t^{2,1} + \left(\frac{1}{2}\right) \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

2. Existe a possibilidade de um termo constante na equação (7). Esta generalização é proposta por Gallmeyer, Hollifield e Zin (2005). A equação seria dada por $T_t^{2,1} = T + \rho T_{t-1}^{2,1} + u_t$.

$$T_t^{2,1} = \rho T_{t-1}^{2,1} + u_t \quad (7)$$

Suponha-se que o banco central cumpra a seguinte regra de política monetária:

$$R_t^1 = \delta R_{t-1}^1 + \lambda (R_t^2 - R_t^1) + \xi_t \quad (8)$$

na qual $0 \leq \delta < 1$ e $0 \leq \lambda < 2$.

Supondo-se que os erros das duas equações são independentes dos distúrbios que afetam as demais equações de um modelo macroeconômico mais geral, então pode-se utilizar apenas essas duas equações para a finalidade desejada, que é avaliar a pertinência da equação (2).

Analisando o caso em que a suavização é total ($\delta = 1$), McCallum (1994) mostra que é possível chegar às seguintes relações para a taxa de curto prazo e para o *spread*:

$$R_t^1 - R_{t-1}^1 = \xi_t + \left(\frac{\lambda \rho}{1 - \lambda \rho / 2} \right) \xi_{t-1} + \left(\frac{\lambda}{1 - \lambda \rho / 2} \right) u_t \quad (9)$$

$$R_t^2 - R_t^1 = \left(\frac{1}{2} \right) (E_t (R_{t+1}^1) - R_t^1) + T_t^{2,1} = \left(1 - \lambda \rho / 2 \right)^{-1} \xi_t \quad (10)$$

Reunindo as equações (9) e (10) em uma única equação, tem-se que:

$$\left(\frac{1}{2} \right) \Delta R_t^1 = \left(\frac{\lambda \rho}{2} \right) (R_{t-1}^2 - R_{t-1}^1) + \left[\frac{\lambda / 2}{1 - \lambda \rho / 2} \right] u_t + \left(\frac{1}{2} \right) \xi_t \quad (11)$$

Note-se que a equação (11) autoriza a realização de uma regressão tendo como variável explicada a variação da taxa de curto prazo multiplicada por 1/2 e

como variável explicativa o *spread*. Contudo o coeficiente linear da regressão variará entre 0 e 1 conforme os valores dos parâmetros ρ e λ que estão ligados respectivamente à auto-regressividade do termo de risco e à regra de política monetária.

É importante notar que tal parâmetro terá valor 1 somente no caso extremo em que o termo de risco evolui segundo um passeio aleatório ($\rho = 1$) e que a autoridade monetária dê todo o peso possível ao *spread* na tomada de decisão sobre o valor da taxa de curto prazo ($\lambda = 2$). Argumento semelhante pode ser construído para taxa de prazo mais longo (ver McCallum, 1994).

No caso de o termo de risco evoluir como um ruído brando ($\rho = 0$) tem-se que os *spreads* não terão nenhum poder preditivo sobre as taxas de curto prazo. Como o termo de risco pode ser previsto com facilidade, os agentes antecipam que desalinhamentos nos *spreads* irão causar movimentos nas taxas de juros de curto prazo e tornam tal informação redundante.

I would suggest, not only that the usual regression test is inappropriate but also that is misleading to think of the expectation theory in terms of "predictive content" of the spread for the future changes of the short rate. Such predictive content is not a necessary implication of that theory (McCallum, 1994, p. 7).

Uma outra possibilidade para que os *spreads* não tenham poder preditivo sobre as taxas de curto prazo ocorre quando o parâmetro $\lambda = 0$, ou seja, o banco central não responde aos *spreads*. No caso de o banco central agir para suavizar os movimentos nas taxas de juros ($\delta = 1$), tem-se o caso analisado por Mankiw e Miron (1986).

Desse modo, caso a hipótese de expectativas seja válida, não necessariamente a equação na forma dada pela equação (2) será observada, e testes que visam avaliar a validade da hipótese de expectativas dessa forma implicam a imposição de uma restrição exageradamente forte. A hipótese de expectativas segundo o autor deve ser entendida de uma forma flexível. Os *spreads* podem não ter poder preditivo sobre a evolução das taxas futuras. Contudo a hipótese de expectativas ainda implica que *somente* os *spreads* podem ter algum poder preditivo sobre a evolução futura das taxas de curto prazo e que o conjunto de informação disponível não pode prever os erros de previsão feitos.

4 METODOLOGIA DE TESTE DA HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS

Os testes a seguir foram descritos e implementados nas seguintes referências: Campbell e Shiller (1991) e Cuthberston (1996). No caso brasileiro alguns dos testes foram implementados por Lima e Isler (2003), Tabak e Andrade (2001) e Brito, Guillen e Duarte (2004). Em geral os testes exploram algum tipo de implicação que pode ser obtido da equação (2).

Teste 1: *spreads versus fundamentos*

Supondo-se que os agentes utilizem o conjunto de informação disponível de tal sorte que a expectativa para as taxas de juros é dada por:

$$\Delta R_{t+i}^j = E_t [\Delta R_{t+i}^j] + \varepsilon_{t+i} \quad (12)$$

na qual $E_t [\varepsilon_{t+i}] = 0$.

Utilizando-se a equação (12) na equação (2) tem-se que:

$$S_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k} \right) (\Delta^m R_{t+im}^{(m)} + \varepsilon_{t+i}) \right] + T_t^{m,n} \quad (13)$$

Definindo-se o *spread* previsto sobre a hipótese de previsão perfeita ($PFS_t^{m,n}$) por:

$$PFS_t^{m,n} = \sum_{i=1}^{k-1} \left[\left(1 - \frac{i}{k} \right) (\Delta^m R_{t+im}^{(m)}) \right] \quad (14)$$

Dessa forma, aplicando-se o operador de expectativas na equação (14) tem-se que:

$$E_t [PFS_t^{m,n} - S_t^{m,n}] = 0 \quad (15)$$

A partir da equação (15) pode-se concluir que uma regressão de $PFS_t^{m,n}$ em $S_t^{m,n}$ é uma maneira de testar a hipótese de expectativas. Se a hipótese nula for verdadeira na regressão a seguir, espera-se que $\alpha = \gamma = 0$ e $\beta = 1$.³

$$PFS_t^{m,n} = \alpha + \beta S_t^{m,n} + \gamma \Omega_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

3. Caso $T_{m,n}$ na equação (6) seja diferente de 0, logo espera-se que $\alpha \neq 0$.

4. Também foi feita a hipótese sobre o termo $E_t [T_{m,n}] = 0$ – constante e invariante no tempo.

Da regressão anterior alguns pontos devem ser ressaltados. Estimando-se por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) os parâmetros da equação (16), obtêm-se estimativas consistentes dos mesmos. A razão é que os agentes, por hipótese, utilizam toda a informação disponível em t da forma mais eficiente possível, de modo que $S_t^{m,n}$ deve ser ortogonal a ε_{t+i} e logo, o estimador de MQO fornece estimativas consistentes. O problema consiste na realização de inferência. Não há razão, em princípio, para supor que os erros são homocedásticos. Desse modo as estimativas dos desvios-padrão dos estimadores obtidos por MQO são menores do que as desejadas e torna-se necessária a utilização de algum estimador robusto dos desvios-padrão. O termo Ω_t indica que qualquer conjunto de informação disponível no instante t não deve contribuir para prever a evolução de $PFS^{m,n}$ se a hipótese de expectativas for válida.⁵

Caso a hipótese nula seja rejeitada, não é mais garantida a consistência dos estimadores. A validade da hipótese de expectativas racionais na hipótese nula garante consistência. Se esta hipótese for violada, os MQOs não fornecerão estimativas consistentes dos parâmetros populacionais. Campbell e Shiller (1991, p. 512) sugerem a utilização de variáveis instrumentais (VI). Duas condições de ortogonalidade são usadas pelos autores: *a*) os *spreads* defasados; e *b*) a diferença entre a taxa de juros de curto prazo e uma média móvel de valores defasados de uma taxa de um ano. A utilização de variáveis instrumentais, pelo menos em princípio, permite que sejam obtidas estimativas consistentes dos parâmetros desde que os instrumentos estejam correlacionados com os fatores que estão levando à rejeição da hipótese nula.

Teste 2: causalidade de Granger

Outra implicação da equação (2) é que movimentos nos *spreads* entre duas taxas devem preceder temporalmente os movimentos das taxas de menor prazo, enquanto alterações das taxas de menor prazo no futuro não devem explicar movimentos nos *spreads* atuais. Tal fato está relacionado com o conceito de causalidade de Granger assim definido:

Definição 1: causalidade de Granger (HENDRY, 1995, p. 176)

Sejam y e x duas variáveis cuja distribuição conjunta é dada por $D_Z(y_t, x_t | Z_{t-1})$ em que $Z = [y \ x]$ e Z_{t-1} representa toda a história passada até o instante $t-1$.

Considerando a fatoração da distribuição conjunta dada por:

$$D_Z(y_t, x_t | Z_{t-1}) = D_{y|x}(y_t | x_t, Z_{t-1}) D_x(x_t | Z_{t-1})$$

5. Tabak e Andrade (2001) utilizam como parte do conjunto de informação Ω_t a variância de uma taxa de curto prazo, por exemplo. Os resultados não são favoráveis à hipótese de expectativas.

Se $D_x(x_t | Z_{t-1}) = D_x(x_t | X_{t-1})$ diz-se que a variável y_{t-1} não causa no sentido de Granger x_t .

Dessa forma, os *spreads* devem, no sentido de Granger, causar as variações nas taxas de curto prazo, e variações nas taxas de curto prazo não devem causar no sentido de Granger movimentos futuros dos *spreads*. É possível testar tais hipóteses a partir da estimativa de VAR(p) contendo ($S_t^{m,n}$ e ΔR_t^n). Duas hipóteses nulas devem ser formuladas: *a*) na equação de $S_t^{m,n}$ as variáveis defasadas de ΔR_t^n não devem ser significativas; *b*) na equação de ΔR_t^n as variáveis $S_t^{m,n}$ devem ser significativas. Evidência favorável à hipótese de expectativas consiste na aceitação da hipótese nula em *a* e rejeição da hipótese nula em *b*.

Teste 3: vetores auto-regressivos e testes de volatilidade

Suponhamos que um VAR(p) contendo as variáveis $Z_t = [S_t^{m,n} \text{ e } \Delta R_t^n]$ seja uma boa representação do processo que gerou as variáveis mencionadas. A validade da hipótese de expectativas implica uma série de restrições sobre os parâmetros do VAR(p) estimado. Logo, outra forma de testar a hipótese de expectativas consiste em testar a validade de tais restrições.

Seja um VAR(p) reescrito como um VAR(1) na forma a seguir:

$$z_t = Az_{t-1} + v_t \quad (17)$$

na qual $z_t = [Z_t; Z_{t-1}; \dots; Z_{t-p+1}]$ e $v_t = [\varepsilon_t; 0; \dots; 0]$.

Supondo-se que a equação (17) seja uma boa representação do processo estocástico que gerou Z_t , a validade de hipótese de expectativas implica uma série de restrições que devem ser obedecidas por A na equação (17). Como exemplo ilustrativo pode-se supor que o processo gerador de Z_t seja bem representado por um VAR(1) e que se esteja analisando o caso em que $m = 3$ e $n = 1$, logo:

$$E_t z_{t+1} = Az_t$$

$$E_t z_{t+2} = A^2 z_t$$

Como pela equação (2) $S_t^{3,1} = \frac{2}{3} E_t [\Delta R_{t+1}] + \frac{1}{3} E_t [\Delta R_{t+2}]$, tem-se que:

$$S_t = e1' Z_t = \left(\frac{2}{3} e2' A + \frac{1}{3} e2' A^2 \right) Z_t \quad (18)$$

na qual $e1'Z_t = S_t^{m,n}$ e $e2'Z_t = \Delta R_t^n$.

Dessa forma, denominando-se por A o conjunto de parâmetros do VAR, tem-se que a seguinte restrição deve ser válida:

$$f(a) = e1 - \left[(2/3)e2'A + (1/3)e2'A^2 \right] = 0$$

Campbell e Shiller (1991) demonstram que para o caso geral em que o processo gerado dos dados é um VAR (p) a seguinte restrição tem de ser válida:

$$f(a) = e1' - e2' \left[I - (m/n)(I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} = 0 \quad (19)$$

na qual A é a matriz dada na equação (17).

Ou ainda:

$$S_t^{m,n'} = e2' \left[I - (m/n)(I - A^n)(I - A^m)^{-1} \right] (I - A)^{-1} Z_t \quad (20)$$

Duas estratégias de testes da hipótese de expectativas podem ser tentadas: *a*) estimar um VAR e testar se $f(a) = 0$ a partir de um teste de Wald; *b*) a partir de uma estimativa da matriz A deve-se construir uma estimativa do valor *spread* dado pelos fundamentos e então estimar uma equação similar à equação (16) substituindo $PFS_t^{m,n}$ por $S_t^{m,n'}$, testando as restrições propostas; e *c*) comparar a variância de $S_t^{m,n}$ com $S_t^{m,n'}$. Campbell e Shiller (1991) sugerem que as estratégias *b* e *c* seriam as melhores opções, sendo que no primeiro tipo de teste haveria uma tendência de rejeição exagerada da hipótese de expectativas quando esta é verdadeira.

Teste 4: cointegração e a hipótese de expectativas

A literatura de cointegração data do início dos anos 1980 quando os primeiros testes foram derivados e ficou claro que tal metodologia podia ser aplicada à análise de uma série de problemas econômicos. A análise de cointegração também tem sido aplicada ao estudo da estrutura a termo da taxa de juros. A evidência empírica de que as taxas de juros possuem uma raiz unitária embora possa ser questionada do ponto de vista teórico abriu espaço para a utilização de modelos de cointegração aplicados à estrutura a termo das taxas de juros.

Suponhamos que a taxa de juros – qualquer que seja o prazo – tenha uma raiz unitária. Caso a equação (2) seja obedecida, tem-se que os *spreads* deverão ser necessariamente estacionários, pois o lado direito consiste numa soma de variáveis estacionárias que logicamente é estacionária. Dessa forma, pesquisar se existe cointegração entre as taxas de diversos prazos e se os vetores de cointegração obedecem à restrição sugerida pelos *spreads* é um outro caminho possível de ser trilhado. Vale notar que essa é uma implicação da hipótese de expectativas, sendo apenas uma condição exigida por tal teoria, mas não suficiente para garantir a validade da mesma na medida em que tal restrição é muito genérica, sendo em princípio compatível com um grande número de teorias sobre as taxas de juros.

Teste de cointegração

Existe uma ampla gama de testes de cointegração disponíveis. A primeira abordagem consiste em utilizar testes univariados de raiz unitária para confirmar que todas as séries de juros são integradas de ordem 1 para, em seguida, testar através de procedimentos bivariados se existe cointegração entre as diversas taxas.

Outra abordagem possível consiste na análise multivariada.⁶ Nessa linha existe o teste clássico de cointegração desenvolvido por Johansen e Juselius⁷ em diversos trabalhos em que é possível avaliar simultaneamente a existência de cointegração e a ordem de integração das variáveis de um sistema. Nesse tipo de abordagem existem ainda os trabalhos de Peasaran, Shin e Smith (2000) e Quintos (1998) e Kleinbergen (1999). Uma ampla revisão dos testes de cointegração disponíveis é feita em Maddala e Kim (1998).

Testes de hipóteses sobre os vetores de cointegração (b) e sobre os parâmetros de longo prazo (α):

Seja o seguinte VECM dado por:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_t + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Phi D_t + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (21)$$

na qual ε_t é um vetor de variáveis normais com média 0 e variância finita; e $\pi = \alpha\beta'$ é uma matriz $p \times p$ que pode ser decomposta em duas outras matrizes $p \times r$ de posto r . A estimação da matriz π e a determinação do posto da mesma é descrita detalhadamente em Johansen (1995b).

6. Neste trabalho opta-se pela análise multivariada pois os testes ADF são caso particular do procedimento de Johansen.

7. As referências principais são: Johansen (1988; 1994; 1995a; 1995b), Juselius (1995) e Johansen e Juselius (1992).

Supondo-se que o número de vetores de cointegração seja conhecido, Johansen (1995b) mostra que é possível testar vários tipos de hipóteses usando testes de razão de verossimilhança:

$$H_1 : \beta = H_1 \varphi \quad H_1(pxs), \varphi(sxr), r \leq s \leq p \quad \sim \chi^2(r(p-s)) \quad (22)$$

$$H_2 : \beta = (H_2, \psi) \quad H_2(pxr_1), \psi(pxr_2), r = r_1 + r_2 \quad \sim \chi^2(s(p-r_1)) \quad (23)$$

$$H_3 : \beta = (H_{31}\varphi_1, \dots, H_{3i}\varphi_i) \quad H_{3i}(pxs_1), \varphi_i(s_ixr_i) \quad \sim \chi^2\left(p-r - \sum_{i=1}^r s_i + 1\right) \quad (24)$$

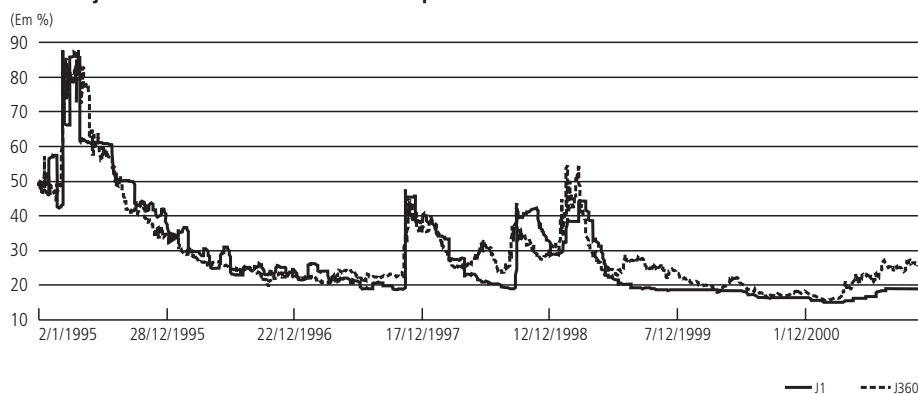
na qual φ and ψ são matrizes de parâmetros desconhecidos. No primeiro teste, o mesmo tipo de restrição é imposto sobre todos os vetores de cointegração (β). No segundo caso, alguns vetores são tidos como conhecidos e os demais são irrestritos. No terceiro caso, diferentes restrições podem ser impostas sobre cada vetor de cointegração. Restrições similares podem ser impostas aos vetores de ajustamento (α). Todos os testes são descritos detalhadamente em Johansen (1995b) e em Hendry e Doornik (2006).

5 RESULTADOS DOS TESTES

O objetivo desta seção é apresentar alguns dos resultados obtidos. Os dados utilizados foram coletados na página na internet do *RiskTech*.⁸ Há dados diários sobre operações em mercados futuros na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) que equivalem a um título prefixado para diversas maturidades. Tais títulos são negociados com um grau muito maior de liquidez para horizontes de tempo minimamente razoáveis desde 1995. A partir desses dados, pode-se construir uma curva de juros com diversos prazos e numa frequência diária. Isso é feito na página do *RiskTech*. Os dados coletados são as taxas de 1 dia e de 1 a 12 meses. No gráfico 1 apresenta-se a evolução da taxa diária e da taxa de 1 ano. Os testes a seguir utilizaram tais dados.

8. O endereço é <www.risktech.com.br>.

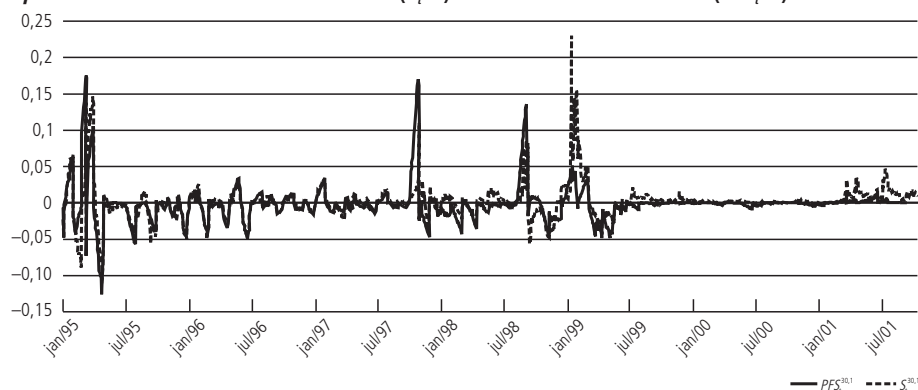
GRÁFICO 1

Taxa de juros de títulos com rendimento prefixado – diária e de 12 meses

O primeiro grupo de testes reportados consistiu na estimação da equação (16). Os *spreads* verificados e os valores estimados dos fundamentos ($S_t^{m,n}$) foram construídos a partir dos dados diários coletados. Como exemplificação, dois gráficos são apresentados adiante. No gráfico 2 o *spread* e os fundamentos apresentam uma evolução muito similar. No gráfico 3, apresenta-se o diagrama de dispersão entre *spread* e fundamentos. Caso as hipóteses de expectativa sejam verdadeiras, a reta de uma regressão deve ter inclinação unitária. Visualmente existe uma relação positiva entre *spread* e fundamentos e a reta estimada está cruzando pontos próximos à origem.

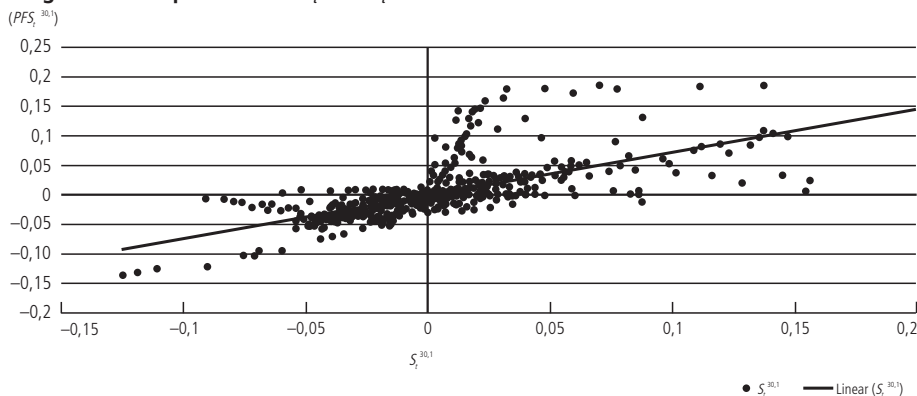
Nas tabelas a seguir, os resultados das estimativas da equação (16) são apresentados para diversos prazos.⁹ Realizaram-se regressões por MQO que contêm como variável dependente o *spread* e como variáveis independentes o *spread esperado*

GRÁFICO 2

Spread entre a taxa de 30 dias e 1 dia ($S_t^{30,1}$) e valor dos fundamentos ($PFS_t^{30,1}$)

9. Uma análise semelhante mas para títulos indexados à inflação é feita em Barr e Campbell (1997).

GRÁFICO 3

Diagrama de dispersão de $PFS_t^{30,1}$ e $S_t^{30,1}$ 

($PFS_t^{m,n}$); as defasagens da primeira diferença da taxa de juros de prazo n no instante t ; e as defasagens do *spread* de forma similar a Cuthbertson (1996). Este último conjunto de variáveis contém a informação disponível em t para os agentes econômicos e, no caso de a hipótese de expectativas ser verdadeira, não deverá contribuir para explicar a variável dependente, ou seja, supõe-se que

$$\Omega_t = \left[S_{t-1}^{m,n}, \dots, S_{t-k}^{m,n}, \Delta R_{t-1}^n, \dots, \Delta R_{t-k}^n \right].^{10}$$

Os resultados, em geral, não são muito encorajadores. As estimativas do parâmetro β para alguns dos diversos prazos são estatisticamente diferentes de 1 (menores), indicando a rejeição conjunta da hipótese de expectativas. As estimativas de β estão na coluna MQO nas tabelas a seguir e as estatísticas-t associadas foram calculadas a partir das estimativas robustas dos desvios-padrão à heterocedasticidade.

Procurou-se investigar o motivo que estaria levando à rejeição da hipótese de expectativas nas demais colunas. Seguindo o argumento de Campbell e Shiller (1991), sob a hipótese alternativa não há garantia de que a estimativa do parâmetro β obtida por MQO seja consistente. Dessa forma, para obter estimativas consistentes é necessário utilizar algum conjunto de instrumentos. Bons instrumentos devem ter a propriedade de serem altamente correlacionados com os regressores e ortogonais aos erros. No caso em análise os autores sugerem como instrumentos os *spreads* defasados e uma combinação ponderada de diversas taxas de juros passadas. Neste trabalho utilizam-se os *spreads* defasados e as diferenças defasadas da taxa de prazo n .

Na tabela 1 apresentam-se os resultados obtidos para os *spreads* que têm como base a taxa de juros de 1 dia. Os resultados obtidos da estimação da equação (16) por MQO embora não rejeitem formalmente a hipótese de expectativas, na

10. Utilizaram-se sete defasagens.

TABELA 1
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n}$. - $n = 1$ dia e $m = (30, 60, 90, \dots, 360)$

(m, n)	MQO					VI			Teste de Sargan ^a				
	α	Desvio-padrão (α) ^b	$t(\alpha = 0)$	β	Desvio-padrão (β) ^b	$t(\beta = -1)$	$H\alpha: \gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio-padrão (α)	β	Desvio-padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(30, 1)	-0,0017	0,0005	-3,82	0,8424	0,1315	-1,20	0,00	-0,0019	0,0005	0,7052	0,0225	79,86	0,00
(60, 1)	-0,0027	0,0007	-3,79	0,8709	0,1089	-1,19	0,28	-0,0027	0,0007	0,7712	0,0289	30,41	0,41
(90, 1)	-0,0045	0,0009	-5,15	0,8767	0,1070	-1,15	7,25	-0,0045	0,0009	0,7858	0,0346	20,89	7,52
(180, 1)	-0,0125	0,0012	-10,62	0,8860	0,1479	-0,77	9,54	-0,0125	0,0012	0,8179	0,0408	9,96	69,70
(270, 1)	-0,0222	0,0014	-16,31	0,9175	0,1776	-0,46	64,52	-0,0221	0,0014	0,8309	0,0423	10,94	61,59
(360, 1)	-0,0300	0,0015	-19,86	0,8780	0,1981	-0,62	44,80	-0,0299	0,0016	0,7457	0,0433	12,90	45,54

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.

^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.

^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

medida em que as estimativas do parâmetro β para os diversos *spreads* estimados não são estatisticamente diferentes de 1, devem ser tomados com a devida cautela. O alto nível dos desvios-padrão estimados torna difícil uma conclusão mais definitiva. Por exemplo, para o *spread* de 360 dias o desvio-padrão do parâmetro β é de cerca de 0,2. Uma banda de dois desvios-padrão seria muito larga tendo como limite inferior 0,6 e superior 1,4. Outro ponto a ser ressaltado diz respeito à relevância das variáveis contidas em Ω_t . O teste apresentado é um teste F tradicional, o que pode estar comprometendo os resultados viesando-os na direção da rejeição da hipótese nula. A rigor, o indicado seria a construção de uma estatística de Wald com uma estimativa robusta à heterocedasticidade da matriz de variância e covariância dos parâmetros. De qualquer modo os resultados são favoráveis com exceção dos *spreads* curtos de 30 e 60 dias.

Na tabela 2 apresentam-se os resultados obtidos utilizando-se como base dos *spreads* a taxa de 1 mês. Nesse caso há rejeição da hipótese $\beta = 1$ para o *spread* de 90 dias. No caso do *spread* de 60 dias, a estatística t está na fronteira de rejeição. Já para os *spreads* mais longos, a hipótese nula é aceita, contudo novamente os desvios-padrão das estimativas do parâmetro β são altos – 0,32 para o *spread* de 360 dias por exemplo – tornando difícil qualquer conclusão, dado que o poder desse teste pode ser excessivamente baixo. Já os resultados obtidos por VIs apresentam valores próximos de 1 para o parâmetro β e destoam dos obtidos por MQO. Isso pode estar indicando que os *spreads* não são ortogonais aos erros, o que violaria a hipótese de expectativas. O teste de Sargan não rejeita a hipótese de que os instrumentos utilizados sejam adequados, corroborando essa conclusão.

Na tabela 3 apresentam-se os resultados para os diversos *spreads* contendo as taxas de 60, 90, 120 e 180 dias como base. Os resultados das regressões por MQO não permitem rejeitar a hipótese de expectativas, contudo novamente os desvios-padrão associados ao parâmetro β são altos, principalmente aqueles obtidos para os *spreads* com taxas de períodos mais longos – por exemplo 0,67 para o *spread* 12 e 6 meses. As estimativas obtidas por variáveis instrumentais são mais próximas do valor teórico desejado e destoam grandemente das obtidas por MQO. Isso pode ser uma indicação de que os *spreads* não sejam ortogonais aos erros na equação (16), violando a hipótese de expectativas.

Por fim nas tabelas 4 e 5 apresentam-se os resultados dos testes de causalidade de Granger e os resultados da regressão dos fundamentos nos *spreads* observados construídos a partir da equação (20). No que tange aos testes de causalidade de Granger a evidência mostra que há causalidade nas duas direções. Nas regressões dos fundamentos nos *spreads*, os resultados são variados. A rejeição da hipótese de expectativas, contudo, se concentra nos *spreads* que contêm as taxas de prazo mais longo.

TABELA 2
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n} - n = 1$ mês e $m = (2, 3, 4, \dots, 12)$

(m, n)	MQO					VI			Teste de Sargan ^a				
	α	Desvio-padrão $(\alpha)^b$	$t(\alpha)$	β^b	Desvio-padrão (β)	$t(\beta)$	$H\alpha: \gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio-padrão (α)	β	Desvio-padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(2, 1)	-0,0005	0,0005	-0,87	0,6959	0,1518	-2,00	3,83	-0,0004	0,0005	1,0525	0,0528	1,49	91,39
(3, 1)	-0,0020	0,0008	-2,66	0,5392	0,1081	-4,26	3,31	-0,0020	0,0008	0,9500	0,0636	2,99	70,22
(6, 1)	-0,0099	0,0011	-8,83	0,6026	0,2328	-1,71	25,54	-0,0099	0,0011	0,9381	0,0565	2,73	74,18
(9, 1)	-0,0195	0,0013	-14,73	0,6878	0,2854	-1,09	43,14	-0,0195	0,0014	1,0267	0,0554	2,14	82,92
(12, 1)	-0,0276	0,0015	-18,37	0,6561	0,3224	-1,07	78,07	-0,0275	0,0016	0,8723	0,0546	2,83	72,64

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.

^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.

^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

TABELA 3
Regressão do *spread* sobre $S^{m,n} - n = (2, 3, 4, 6)$ e $m = (4, 6, 8, 12)$

(m, n)	MQO					VI			Teste de Sargan ^a				
	α	Desvio-padrão $(\alpha)^b$	$t(\alpha)$	β^b	Desvio-padrão (β)	$t(\beta)$	H α : $\gamma = 0^c$ (%)	α	Desvio-padrão (α)	β	Desvio-padrão (β)	Estatística- $\chi^2(13)$	Valor-p (%)
(4, 2)	-0,0033	0,0007	-4,52	0,3344	0,1963	1,70	1,43	-0,0033	0,0007	0,8128	0,0805	5,30	38,04
(6, 2)	-0,0083	0,0010	-8,25	0,3114	0,2386	1,31	5,68	-0,0083	0,0010	0,7260	0,0680	4,87	43,14
(8, 2)	-0,0146	0,0012	-12,40	0,4038	0,2738	1,48	2,63	-0,0147	0,0012	0,9386	0,0673	4,16	52,72
(10, 2)	-0,0202	0,0013	-15,42	0,4482	0,3301	1,36	20,93	-0,0203	0,0014	0,8704	0,0647	3,23	66,46
(12, 2)	-0,0252	0,0014	-17,44	0,4380	0,3730	1,17	52,84	-0,0252	0,0015	0,7336	0,0624	2,83	72,64
(6, 3)	-0,0061	0,0008	-7,39	0,2607	0,2304	1,13	59,64	-0,0061	0,0008	0,5080	0,0725	2,11	83,31
(9, 3)	-0,0163	0,0012	-14,05	0,4061	0,3526	1,15	70,64	-0,0163	0,0012	0,6734	0,0690	1,97	85,33
(12, 3)	-0,0222	0,0014	-15,97	0,4495	0,4360	1,03	73,70	-0,0222	0,0014	0,6580	0,0657	2,70	74,56
(8, 4)	-0,0087	0,0009	-9,33	0,2495	0,2626	0,95	49,95	-0,0087	0,0009	0,5108	0,0845	3,00	89,98
(12, 4)	-0,0181	0,0013	-13,91	0,2884	0,4545	0,63	59,36	-0,0181	0,0013	0,4699	0,0736	3,98	55,17
(12, 6)	-0,0138	0,0010	-13,23	0,2759	0,6708	0,41	68,49	-0,0138	0,0011	0,6180	0,0923	2,74	73,94

^a Teste de Sargan para avaliar a validade dos instrumentos.

^b Desvios-padrão robustos para heterocedasticidade.

^c Valor-p da estatística-F para avaliar a validade da restrição proposta.

TABELA 4
Regressão de SP' no $spread$

(n, m)	Regressão de SP' em SP					Razão de variância (%)			
	$\alpha = 0$ e $\beta = 1$		β	$S(\beta)$	$t(\beta)$	R^2 (%)	$Var(S't)$ (1)	$Var(S't)$ (2)	Razão (2)/(1)
	Wald ^b	Valor-p							
(30, 1)	13,4	[0.0012]**	1,13	0,05	2,58	65,91	0,11	0,06	51,64
(60, 1)	1,9	[0.3926]	0,98	0,04	-0,56	67,85	0,10	0,07	71,06
(90, 1)	37,2	[0.0000]**	1,22	0,04	5,83	72,72	0,16	0,08	48,74
(180, 1)	1,6	[0.4561]	0,99	0,03	-0,34	74,53	0,14	0,10	75,90
(360, 1)	8,4	[0.0151]*	1,07	0,03	2,26	73,10	0,14	0,09	64,23
(60, 30)	37,0	[0.0000]**	0,85	0,03	-5,29	87,64	0,06	0,07	122,45
(90, 30)	145,7	[0.0000]**	0,76	0,02	-11,91	72,91	0,01	0,02	125,96
(180, 30)	150,0	[0.0000]**	0,83	0,02	-10,30	82,64	0,04	0,05	120,24
(360, 30)	43,2	[0.0000]**	0,92	0,02	-5,18	84,30	0,08	0,08	99,64
(180, 90)	6,3	[0.0418]*	0,94	0,03	-2,07	74,69	0,02	0,02	85,40
(360, 90)	12,1	[0.0023]**	0,93	0,02	-3,14	75,94	0,05	0,04	87,01
(360, 180)	33,9	[0.0000]**	0,78	0,04	-5,32	36,47	0,02	0,01	59,93

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a A estatística tem distribuição assintótica qui-quadrado com dois graus de liberdade.^b A estatística de Wald foi construída utilizando a matriz de covariância de White.TABELA 5
Testes de causalidade de Granger

(n, m)	Defasagem	Nível de significância ^a			Teste de autocorrelação			
		Distribuição	GC		$S_t^{n,m}$		$\Delta R_t^{n,m}$	
			$S_t \rightarrow \Delta R_t$ (%)	$\Delta R_t \rightarrow S_t$ (%)	AR (1-2)	Valor-p	AR(1-2)	Valor-p
(30, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	0,95	[0.3870]	0,25	[0.7797]
(60, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	1,45	[0.2338]	0,76	[0.4699]
(90, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	1,59	[0.2053]	0,52	[0.5964]
(180, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	2,61	[0.0735]	0,13	[0.8788]
(360, 1)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	0,97	[0.3796]	0,02	[0.9825]
(60, 30)	8	$\chi^2(8)$	0,00	0,00	2,44	[0.0875]	2,70	[0.0676]
(90, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	1,03	[0.3559]	0,48	[0.6181]
(180, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	0,34	[0.7119]	1,36	[0.2575]
(360, 30)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	0,30	[0.7389]	0,91	[0.4038]
(180, 90)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	3,49	[0.0309]*	3,55	[0.0289]*
(360, 90)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	6,40	[0.0017]**	1,89	[0.1522]
(360, 180)	15	$\chi^2(15)$	0,00	0,00	4,41	[0.0123]*	0,07	[0.9369]

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a O VAR foi estimado utilizando MQ em três estágios.

5.1 Cointegração¹¹

Uma outra forma de testar a hipótese de expectativas sugerida na equação (2) é a análise de cointegração. Como já ressaltado, as taxas de juros para os diversos prazos são integradas de ordem 1. Como os *spreads* podem ser reescritos como uma soma de variáveis estacionárias, logo as taxas de juros de diversos prazos devem ser cointegradas.

Estimou-se um sistema com cinco taxas – 1 dia, 1 mês, 3 meses, 6 meses e 1 ano (sistema I) com quatro defasagens e algumas *dummies* pontuais.¹² A frequência utilizada é mensal.¹³ Os resultados do teste de especificação para os resíduos das equações são apresentados na tabela 6. Dado que os resultados dos testes de especificação são razoáveis optou-se por utilizar esse modelo como ponto de partida. Não há evidência de autocorrelação, heterocedasticidade e não-normalidade nos resíduos das equações estimadas. Apenas para o vetor como um todo há evidência de não-normalidade.

O passo seguinte consiste em estimar o posto da matriz π e determinar o papel que a constante tem no sistema. Espera-se que tenha posto 4, pois isso implica que todas as variáveis do sistema são I(1) e existem quatro vetores de cointegração (ver JOHANSEN, 1995b). Quanto à constante, pode-se estimá-la de forma irrestrita e de forma restrita. Johansen (1995b) apresenta um teste de razão de verossimilhança para avaliar qual especificação é mais adequada. Do ponto de

TABELA 6
Testes de especificação para o sistema I

Equação	Portmanteau	AR (1-5)	Normalidade	ARCH 5
R^1	11,901	0,570 [0,7222]	4,129 [0,1269]	0,302 [0,9090]
R^{30}	10,417	0,517 [0,7622]	0,564 [0,7544]	0,484 [0,7861]
R^{90}	6,471	0,775 [0,5722]	0,004 [0,9981]	0,233 [0,9459]
R^{180}	6,717	1,261 [0,2950]	0,903 [0,6365]	0,600 [0,7000]
R^{360}	5,232	0,896 [0,4912]	2,120 [0,3465]	0,680 [0,6412]
Vetor	227,530	2,190 [0,0000]**	75,407 [0,0000]**	

** Significativo ao nível de 1%.

11. O trabalho apresentado nesta seção é muito semelhante ao realizado por Hall, Anderson e Granger (1992).

12. Foram introduzidas as seguintes *dummies* pontuais para controlar *outliers*: 1996(5), 1997(10), 1998(8), 1998(9); e 1999(1). As *dummies* podem ser associadas aos seguintes fatos: 1997(10) – crise da Ásia; 1998(8) e (9) – crise da Rússia; e 1999(1) – desvalorização do real. A única sem razão aparente é 1996(5) mas há claramente um “repique” na trajetória de queda dos juros após a recuperação da crise do México.

13. A rigor também avaliou-se a existência de cointegração para dados semanais e diários, mas os sistemas estimados não tiveram bons resultados nos testes de especificação, principalmente no que tange à autocorrelação e à normalidade dos resíduos.

vista teórico, em princípio, a constante deve entrar restrita no sistema pelo fato de as séries não terem tendência de crescimento e o prêmio de risco ser diferente de 0. A estatística de teste foi calculada para o modelo estimado, sendo que a opção pela estimação com a constante restrita mostrou-se a mais adequada (ver tabela 7). O modelo com constante restrita não é adequado apenas para o caso de o posto da matriz π ser 1. Na tabela 7 apresentam-se os resultados dos testes de cointegração realizados com a constante entrando restrita. Há evidência forte – tanto pela estatística do traço quanto pela do autovalor – de que o posto da matriz π é igual a 4 como esperado.

Na tabela 9 apresentam-se os resultados para testar em que medida algum dos vetores de cointegração obedecem à restrição sugerida pelos *spreads*. Por exemplo, na primeira linha da tabela 9 apresenta-se o teste para avaliar se a diferença entre a taxa de 30 dias sobre a de 1 dia é estacionária. Tal hipótese pode ser testada a partir

TABELA 7

Teste de razão de verossimilhança – H_0 : constante restrita; H_a : constante irrestrita

	Restrito		Irrestrito			Estatística	GL	Valor-p
	ln Qr	r	Autovalor	ln Qi	r			
	1.850,23	0		1.868,67	0			
0,8383	1.921,28	1	0,7714	1.926,23	1	9,90	4	[0.0421]*
0,6210	1.959,12	2	0,6006	1.962,02	2	5,80	3	[0.1218]
0,5323	1.988,75	3	0,5112	1.989,94	3	2,38	2	[0.3042]
0,2391	1.999,41	4	0,2214	1.999,70	4	0,58	1	[0.4463]
0,0811	2.002,71	5	0,0741	2.002,71	5			

* Significativo ao nível de 5%.

TABELA 8

Testes para avaliar o posto da matriz π

H_0 : posto = p	ln (1 - λ_i)	(T - nm)	95%	-T ln (1 - λ_i)	(T - nm)	95%
p == 0	142,10**	114,80**	34,4	305,00**	246,30**	76,1
p <= 1	75,67**	61,12**	28,1	162,90**	131,50**	53,1
p <= 2	59,27**	47,88**	22,0	87,18**	70,41**	34,9
p <= 3	21,31**	17,21*	15,7	27,91**	22,54*	20,0
p <= 4	6,59	5,33	9,20	6,59	5,33	9,20

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

TABELA 9

Testes para averiguar se os *spreads* pertencem ao espaço de cointegração

Hipóteses testadas – <i>spreads</i> pertencem ao espaço de cointegração	1D	30D	90D	180D	360D	Distribuição	Estatística	Valor-p
$S^{30,1}$	x	x				$\chi^2(1)$	0,05	[0.8163]
$S^{90,1}$	x		x			$\chi^2(1)$	0,03	[0.8694]
$S^{180,1}$	x			x		$\chi^2(1)$	0,26	[0.6099]
$S^{360,1}$	x				x	$\chi^2(1)$	2,10	[0.1469]
$S^{90,30}$		x	x			$\chi^2(1)$	0,12	[0.7328]
$S^{180,30}$		x		x		$\chi^2(1)$	0,41	[0.5243]
$S^{360,30}$		x			x	$\chi^2(1)$	2,59	[0.1075]
$S^{180,90}$			x	x		$\chi^2(1)$	0,75	[0.3873]
$S^{360,90}$			x		x	$\chi^2(1)$	4,48	[0.0342]*
$S^{360,180}$				x	x	$\chi^2(1)$	9,50	[0.0020]**
$S^{30,1}; S^{90,30}$	x	x	x			$\chi^2(2)$	0,29	[0.8657]
$S^{30,1}; S^{180,30}$	x	x		x		$\chi^2(2)$	1,23	[0.5404]
$S^{30,1}; S^{360,30}$	x	x			x	$\chi^2(2)$	3,72	[0.1558]
$S^{90,1}; S^{90,180}$	x		x	x		$\chi^2(2)$	2,37	[0.3052]
$S^{30,1}; S^{360,90}$	x		x		x	$\chi^2(2)$	20,53	[0.0000]**
$S^{90,30}; S^{180,90}$		x	x	x		$\chi^2(2)$	2,13	[0.3443]
$S^{90,30}; S^{360,90}$		x	x		x	$\chi^2(2)$	25,99	[0.0000]**
$S^{180,90}; S^{180,90}$			x	x	x	$\chi^2(2)$	38,08	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{180,90}$	x	x	x	x		$\chi^2(3)$	2,59	[0.4587]
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{360,180}$	x	x	x		x	$\chi^2(3)$	29,03	[0.0000]**
$S^{90,1}; S^{180,90}; S^{360,180}$	x		x	x	x	$\chi^2(3)$	45,18	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{180,30}; S^{360,180}$	x	x		x	x	$\chi^2(3)$	52,81	[0.0000]**
$S^{90,30}; S^{180,90}; S^{360,180}$		x	x	x	x	$\chi^2(3)$	57,85	[0.0000]**
$S^{30,1}; S^{90,30}; S^{90,180}; S^{360,180}$	x	x	x	x	x	$\chi^2(4)$	101,73	[0.0000]**

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

de um teste de razão de verossimilhança cuja distribuição assintótica é qui-quadrada com um grau de liberdade. Nesse caso a hipótese nula é aceita com folga. Os resultados para os testes dos *spreads* individuais são favoráveis com exceção da maioria dos *spreads* que contêm a taxa de 360 dias. Por exemplo, a hipótese nula

de que existe uma combinação linear estacionária entre a taxa de 360 e de 180 dias é rejeitada fortemente. Na tabela 9 também são apresentados os resultados de testes conjuntos. Como o posto da matriz π é 4, é possível testar se até quatro *spreads* fazem parte do espaço de cointegração. As hipóteses rejeitadas são aquelas em que estão presentes *spreads* que contêm a taxa de 360 dias. Uma tentativa possível de explicação reside no fato de o período estudado conter grandes flutuações nas taxas de juros por conta dos choques externos enfrentados pela economia brasileira e como efeito da resposta dada pelo governo a tais choques. Dessa forma, talvez a arbitragem entre as diversas taxas tenha se concentrado de modo mais intenso nos *spreads* curtos.

O fato de a matriz $\pi = \alpha' \beta$ ter posto 4 permite que se escolha através da reordenação das colunas de β uma matriz β^{14} de ordem 4 e não-singular tal que $\beta^* = B\beta$ e $B = (\beta^{14})^{-1}$ de modo que $\beta^* = [B\beta^{14} \ B\beta^3] = [I_4 \ B\beta^3]$. É possível, portanto, impor até três restrições de 0 em cada vetor sem alterar o valor da função de verossimilhança. A rigor tais restrições não têm de possuir necessariamente a forma sugerida em β^* . Quaisquer restrições de 0 podem ser impostas desde que não impliquem a eliminação de uma coluna da matriz β . Dessa forma optou-se por impor a restrição de que os três primeiros vetores são os *spreads* (30, 1), (90, 30), (180, 90). O quarto vetor de cointegração entrou irrestrito e como é possível impor 3 restrições de 0, optou-se por excluir do último vetor as séries de juros de 1, 30 e 90 dias. Os resultados da estimação de β estão na tabela 9. O quarto vetor pode ser interpretado como um *spread* de prazo mais longo, pois embora a hipótese de que $\beta_{43} = -\beta_{44}$ tenha sido rejeitada, o resultado da estimativa irrestrita possui o sinal teórico desejado e uma magnitude razoável. Os vetores estimados são mostrados na tabela 10 e no gráfico 4.

O modelo geral estimado (M1) possui os quatro mecanismos de correção de erros (MCE),¹⁴ a primeira diferença das variáveis defasadas e um conjunto de *dummies* pontuais. No modelo 2 (M2) eliminou-se a segunda defasagem da primeira

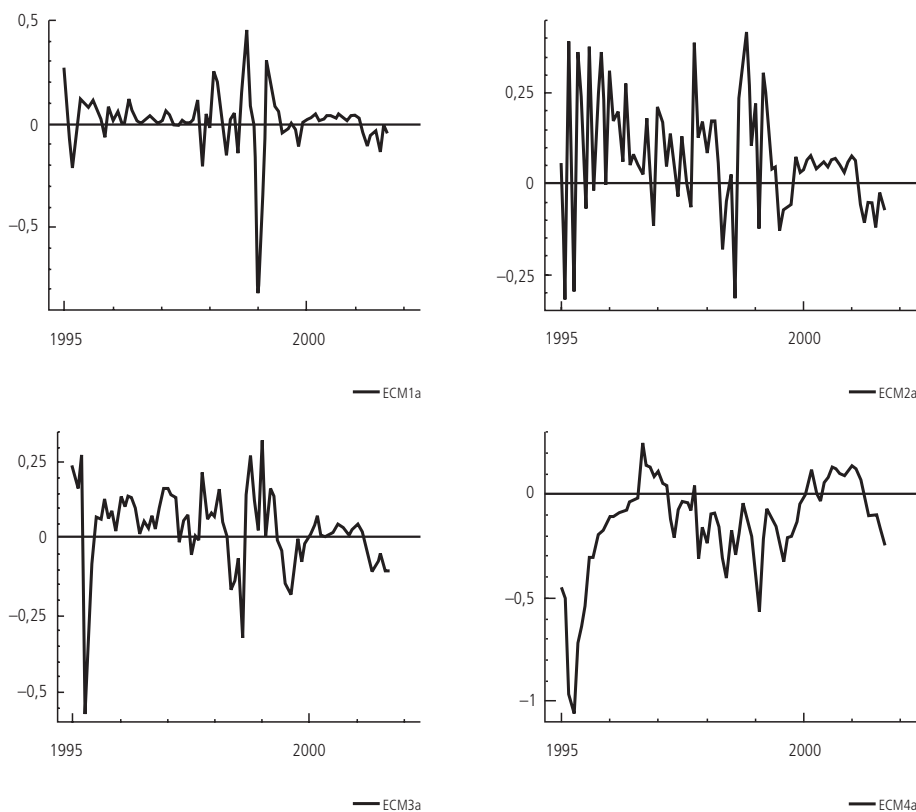
TABELA 10

Mecanismo de correção de erros estimados

	R^1	R^{30}	R^{90}	R^{180}	R^{360}	Constante
MCE 1	1	-1	0	0	0	0,00400
MCE 2	0	1	-1	0	0	0,00705
MCE 3	0	0	1	-1	0	0,00667
MCE 4	0	0	0	1	-1,25283	-0,05486

14. Os MCEs são definidos pelas combinações lineares das séries usando os vetores de cointegração. Dessa forma representam um desajuste com relação ao valor de longo prazo (para maiores detalhes, ver JOHANSEN, 1995b).

GRÁFICO 4
Gráfico dos mecanismos de correção de erros



diferença da taxa de 1 dia de todas as equações. O modelo 3 é idêntico ao modelo 2 sendo que o primeiro foi estimado por MQO enquanto o segundo por MQ3E. O modelo 4 contém as simplificações apresentadas e algumas das *dummies* foram excluídas de alguma das equações. Na tabela 11 apresentam-se os resultados dos testes para avaliar a validade das simplificações propostas. Não há evidência de que o modelo (M4) não seja uma simplificação aceitável.

Algumas considerações podem ser feitas a partir do modelo estimado e reportado na tabela 12: *a*) os *spreads* mais longos são significativos em todas as equações (MCE3 e MCE4); *b*) os *spreads* com taxas de prazo mais curto – notadamente o MCE2 – contribuem para explicar a evolução das taxas de curto prazo e não as de prazo mais longo; e *c*) o MCE1 que contém as taxas de mais curto prazo desempenha um papel importante tanto para explicar a evolução das taxas de curto quanto as de longo prazo. Tais fatos sugeririam que os choques que afetam as equações das taxas de juros de prazo mais longo seriam importantes condicionantes da evolução das taxas de prazo menor, enquanto os choques nas equações das taxas de menor

TABELA 11

Testes para avaliar a validade das simplificações propostas

Progresso						
Modelo	T	p	Log-verossimilhança	SC	HQ	AIC
M4	78	74 MQ3E	1982,9498	-46,9	-48,2	-49,8
M3	78	90 MQ3E	1992,8388	-46,1	-47,7	-49,1
Sistema						
Modelo	T	p	Log-verossimilhança	SC	HQ	AIC
M2	78	90 MQO	1992,8388	-46,1	-47,7	-49,1
M1	78	100 MQO	1997,9326	-45,6	-47,5	-49,2
Teste de simplificação de modelos						
M3 --> M4:	$\chi^2(20)$	14 [0,4719]				
Teste de simplificação dos sistemas						
M1 --> M2:	F(10, 108)	0,7 [0,6947]				

prazo não teriam efeitos importantes nas taxas de mais longo prazo. O fato de o *spread* que contém a taxa básica da economia (1 dia) ser significativo em todas as equações é intuitivo na medida em que é razoável supor que alterações na taxa básica tenham efeitos sobre as taxas de diversos prazos. Pelo modelo estimado, um aumento da taxa básica que retirasse o sistema do equilíbrio provocaria diretamente um aumento das taxas de todos os prazos – pois os coeficientes associados ao MCE1 nas equações de 30, 90, 180 e 360 dias são positivos – deslocando todas as taxas para cima.

Por fim optou-se também em realizar um exercício com a base de dados brasileira mensal atualizada. Estimou-se um VAR com cinco defasagens com as taxas de juros de 1 dia, 1 mês, 2 meses, 3 meses, 6 meses, 9 meses e 12 meses. O período amostral foi expandido até dezembro de 2002.

Os resultados dos testes de especificação são razoáveis (tabela 13), porém foi necessário recorrer ao mesmo conjunto de *dummies* já utilizadas. A diferença entre esse sistema e o anteriormente estimado está na inclusão da taxa de juros de 60 e 270 dias.

Note-se que no sistema, algumas taxas, pelo menos do ponto de vista teórico, não devem cointegrar entre si pois não é possível atribuir um *spread* a elas – por exemplo, as taxas de 270 e 60 dias. As taxas de 1 dia e 1, 2, 3 e 6 meses formam a base para *spreads* mais longos, ou seja, podem cointegrar com as taxas de maior

TABELA 12

Modelo estimado

Equação/ variáveis	Dli1_1	Dli1_2	Dli30_1	Dli30_2	Dli90_1	Dli90_2	Dli180_1	Dli180_2	Dli360_1	Dli360_2	ECM1	ECM2	ECM3	ECM4	96(5)	97(10)	98(8)	98(9)	99(1)
Dli1	-0,15	0,00	-0,29*	-0,31*	0,83*	0,26*	0,00	0,84*	-0,57*	-0,65*	-0,42	-0,38*	-0,69*	0,52*	0,03*	0,19*	0,00	0,14*	0,10*
	-1,63	0,00	-2,33*	-4,20*	5,07*	2,20*	0,00	5,59*	-6,14*	-5,01*	-2,93	-2,44*	-2,59*	8,14*	4,22*	17,73*	0,00	11,44*	8,56*
Dli30	-0,45*	0,00	0,00	-0,30*	0,96*	0,45*	0,00	0,00	-0,65*	0,00	0,46	-0,24	-1,03*	0,66*	0,02*	0,18*	0,00	0,12*	0,18*
	-5,62*	0,00	0,00	-4,51*	6,76*	5,03*	0,00	0,00	-7,09*	0,00	2,90	-1,58	-5,91*	9,59*	2,63*	14,73*	0,00	8,83*	13,98*
Dli90	-0,53*	0,00	0,53*	0,00	0,52*	0,00	-0,52*	-0,60*	0,00	0,61*	0,19	0,43*	-1,36*	0,85*	0,00	0,15*	0,03*	0,09*	0,16*
	-4,55*	0,00	3,93*	0,00	4,64*	0,00	-8,28*	-3,89*	0,00	3,85*	1,17	2,82*	-7,98*	12,04*	0,00	12,11*	4,05*	6,39*	12,62*
Dli180	-0,79*	0,00	1,21*	0,12*	-0,30*	-0,27*	0,00	-0,75*	0,00	0,86*	0,50*	-0,17	-0,30*	0,61*	0,00	0,13*	0,06*	0,04*	0,13*
	-5,29*	0,00	6,94*	3,22*	-3,72*	-3,87*	0,00	-3,22*	0,00	3,71*	2,51*	-0,99	-1,55*	7,28*	0,00	8,58*	5,90*	2,62*	8,58*
Dli360	-0,78*	0,00	0,99*	0,00	0,00	0,00	0,00	-1,10*	0,00	1,07*	0,55*	0,20	-0,52*	0,68*	0,00	0,09*	0,06*	0,03	0,11*
	-4,88*	0,00	6,06*	0,00	0,00	0,00	0,00	-4,65*	0,00	4,29*	2,57*	1,15	-2,59*	7,84*	0,00	5,90*	5,05*	1,57	7,10*

Nota: Coeficiente e estatísticas-t associados.

* Significativo ao nível de 5%.

TABELA 13
Testes de especificação do modelo brasileiro

Equação	Portmanteau	AR (1-6)	Normalidade	ARCH 5
\hat{R}^1	14,811	2,4258	4,2438	0,3822
	F (6, 44)	[0,0411]*	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{30}	11,078	1,794	4,9532	0,67879
	F (6, 44)	[0,1225]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{60}	9,7602	1,1594	1,2478	0,49047
	F (6, 44)	[0,3452]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{90}	10,016	0,58017	0,90625	0,6225
	F (6, 44)	[0,7441]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{180}	13,407	0,1862	4,587	0,87288
	F (6, 44)	[0,9792]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{270}	14,179	0,1217	8,412	0,99405
	F (6, 44)	[0,9932]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)
\hat{R}^{360}	13,622	0,099811	8,8754	1,4182
	F (6, 44)	[0,9960]	$\chi^2(2)$	F (6, 38)

* Significativo ao nível de 5%.

prazo, para 270 e 360 dias. Estas últimas não devem cointegrar entre si. O primeiro grupo é composto das taxas de juros 1, 30, 60, 90 e 180 dias que podem cointegrar entre si. O segundo grupo é composto pelas taxas de 270 e 360 dias.

5.2 Teste de cointegração e de avaliação do posto da matriz de longo prazo (π)

O posto esperado para a matriz de longo prazo (π) é $6 - (p - 1)$ – pois pelo menos em princípio é possível associar um *spread* composto pelas taxas de 1 dia e 1 mês e as demais. O posto da matriz de longo prazo só poderá ser menor que 6 caso os agentes econômicos, por alguma razão qualquer, não tentem arbitrar o diferencial entre as taxas de curto e longo prazo.

Os resultados dos testes para averiguar o posto da matriz de longo prazo são dados na tabela 14. Usando a estatística do traço de Johansen e do máximo autovalor, o posto da matriz de longo prazo é 6. Logo, opta-se por concluir que o posto da matriz é 6.

O próximo passo consistiu em avaliar em que medida os vetores de cointegração satisfazem à restrição imposta pelo *spreads*. Dessa forma, para testar todas as possibilidades de *spreads* elaborou-se uma rotina no programa Matlab em que o teste de razão de verossimilhança de Johansen é implementado para todas as combinações de *spreads* que têm posto 6. O valor da menor estatística é guardado e comparado com o respectivo valor crítico. A estatística de menor valor entre todas implica rejeição. Logo não foi possível atribuir um significado conjunto a cada um dos vetores de cointegração. Na tabela 15 os resultados dos testes dos

TABELA 14

Estatística do traço e de máximo autovalor para o modelo brasileiro

$H_0: \text{rank} = r$	$-T \sum \ln(1 - \lambda_i)^a$	$-(T - kp) \sum \ln(1 - \lambda_i)^a$	95%	$-T \ln(1 - \lambda_l)^b$	$-T \ln(1 - \lambda_l)^b$	95%
$r = 0$	465,1**	286,2**	131,7	192,8**	118,7**	46,5
$r \leq 1$	272,3**	167,6**	102,1	123,4**	75,9**	40,3
$r \leq 2$	149,0**	91,7**	76,1	48,5**	29,8	34,4
$r \leq 3$	100,5**	61,8*	53,1	46,8**	28,8*	28,1
$r \leq 4$	53,6**	33,0	34,9	33,5**	20,6	22,0
$r \leq 5$	20,2*	12,4	20,0	16,6*	10,2	15,7
$r \leq 6$	3,5	2,2	9,2	3,5	2,2	9,2

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

^a Estatística do traço de Johansen com cinco defasagens.

^b Estatística de máximo autovalor com nove defasagens.

TABELA 15
Testando hipóteses sobre o espaço de cointegração

<i>Spread</i>	Teste de razão de verossimilhança		
	$r = 6$	Valor-p	Distribuição $\chi^2((p - r) \cdot s)$
$S^{30, 1}$	0,94	[0.3318]	$\chi^2(1)$
$S^{60, 1}$	1,46	[0.2276]	$\chi^2(1)$
$S^{90, 1}$	1,99	[0.1582]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 1}$	3,03	[0.0816]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 1}$	3,67	[0.0553]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 1}$	3,69	[0.0549]	$\chi^2(1)$
$S^{60, 30}$	1,68	[0.1943]	$\chi^2(1)$
$S^{90, 30}$	2,27	[0.1323]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 30}$	3,26	[0.0710]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 30}$	3,82	[0.0505]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 30}$	3,80	[0.0511]	$\chi^2(1)$
$S^{180, 60}$	3,56	[0.0592]	$\chi^2(1)$
$S^{360, 60}$	3,94	[0.0472]*	$\chi^2(1)$
$S^{180, 90}$	3,76	[0.0525]	$\chi^2(1)$
$S^{270, 90}$	4,12	[0.0424]*	$\chi^2(1)$
$S^{360, 90}$	4,04	[0.0445]*	$\chi^2(1)$
$S^{360, 180}$	4,15	[0.0417]*	$\chi^2(1)$

* Significativo ao nível de 5%.

spreads individuais são apresentados. As hipóteses de que os diversos *spreads* são estacionários é aceita quando analisados individualmente. A razão para a rejeição da hipótese conjunta de os *spreads* serem estacionários deve-se aos *spreads* de mais longo prazo, de forma similar ao ocorrido para a amostra menor analisada anteriormente. Os resultados de tais testes não são reportados para poupar espaço.

6 BALANÇO DOS RESULTADOS

Os resultados brasileiros dos testes da hipótese de expectativas na sua versão mais forte não são favoráveis para a maioria dos *spreads* analisados nos testes de 1 a 3. Já a partir da metodologia de cointegração os resultados são mais favoráveis. Há evidência de cointegração da forma como prevista pela hipótese de expectativas.

Além disso, quando analisados individualmente os *spreads* são estacionários, o que é uma dedução lógica obtida a partir da hipótese de expectativa. É importante ressaltar que a hipótese de expectativas implica uma restrição mais forte do que simplesmente estacionariedade. De forma geral, outros modelos, em princípio, poderiam gerar proposições testáveis semelhantes.

Agora se utilizarmos a interpretação proposta por McCallum (1994) da hipótese de expectativas, os resultados obtidos serão um pouco mais animadores. Nessa versão os *spreads* têm de conter informações relevantes para prever a evolução das taxas de curto prazo. O modelo de correção de erros estimado aponta nessa direção ao mostrar que os MCEs contribuem para explicar a evolução das taxas de curto prazo. Ademais, os resultados das tabelas 1, 2 e 3 são similares aos obtidos na literatura internacional e coletados por McCallum (1994) nas tabelas 1 e 2 da página 2. O único “senão” aos resultados apresentados nas tabelas mostra que os *spreads* não são capazes de esgotar a evolução dos fundamentos. Se o argumento de McCallum (1994) estiver correto, os resultados dos testes aqui apresentados sugerem que talvez a suavização das taxas de juros promovida pelo banco central seja uma das causas possíveis da baixa performance da hipótese de expectativas.

Uma outra possível racionalização dos resultados aqui obtidos diz respeito ao risco envolvido nas operações de arbitragem de taxas mais longas, dadas a grande instabilidade no período e a resposta da política econômica às crises externas que se concentrou de forma muito intensa na política monetária. Deve ser lembrado também que a alteração do regime cambial brasileiro em 1999 teve impacto sobre o comportamento das taxas de juros. Após a desvalorização de 1999 os movimentos nas taxas de juros foram muito mais suaves do que os prevalecentes anteriormente quando o regime cambial era mais rígido.

Um ponto a reforçar essa linha de raciocínio diz respeito ao fato de a pior performance nos testes de cointegração ter se dado nos *spreads* com as taxas mais longas. Embora os testes de cointegração representem apenas uma condição necessária – e não suficiente – para a validade das hipóteses de expectativas, a não aceitação da hipótese de coeficientes proporcionais nos *spreads* mais longos poderia indicar que os valores dos *spreads* tenham permanecido distantes do equilíbrio, por conta de um componente persistente de risco no período amostral que estaria refletido no prêmio exigido pelos agentes para assumir posições mais longas. Tal prêmio não deve ter sido constante ao longo do tempo e tal instabilidade não deve ter sido bem modelada pelos modelos utilizados. Uma boa indicação disso é o fato de as *dummies* do VAR estimado poderem ser diretamente associadas às bruscas variações de taxas de juros decorrentes dos choques externos.

A hipótese de expectativas implica também uma condição de ortogonalidade que deve estar sendo violada pelos resultados aqui obtidos. Isso pode ser visto

quando são comparadas as estimativas de MQO com VIs (ver tabelas 1, 2 e 3), ou ainda pelos testes de expectativas racionais de forma exata, pelos quais a condição de ortogonalidade é imposta e rejeitada juntamente com as demais hipóteses do teste.

O modelo simples representado pela hipótese de expectativas mostrou-se insuficiente para descrever os dados brasileiros.¹⁵ Dessa forma, o esforço de pesquisa futuro deveria se concentrar mais na construção de modelos que melhorassem a performance do modelo simplificado do que centrar esforços em novos testes da hipótese de expectativas usando a metodologia tradicional. A hipótese de expectativas é parte de um modelo macroeconômico mais amplo como ressaltado por McCallum (1994) e tal fato deve ser incorporado na análise. Visto desse prisma, a baixa performance dos testes da hipótese de expectativas é de certa forma esperada.

7 COMPARAÇÃO COM A LITERATURA

Tabak e Andrade (2001) testam a hipótese de expectativas a dados brasileiros. Discute-se agora brevemente em que medida os resultados obtidos são consistentes com o dos autores. O período coberto pelos dois estudos é semelhante, entretanto, neste trabalho, a frequência é mensal e diária enquanto no trabalho citado é diária apenas. Neste estudo, procurou-se utilizar uma ampla gama de teste existente na literatura recorrendo à metodologia tradicional, enquanto o trabalho citado focaliza-se apenas na estimação da equação (16). Tabak e Andrade (2001) mostram que medidas de risco melhoram a performance da equação (16). Isso seria uma boa explicação para a fraca performance das hipóteses de expectativas a dados brasileiros.

Tabak e Andrade (2001) apontam uma razão para explicar a performance pobre das hipóteses de expectativas: a avaliação de que as oportunidades de lucro não são suficientemente grandes para remunerar o risco existente nas operações mais longas. Eles mostram que medidas de risco melhoram a compreensão dos movimentos da estrutura a termo das taxas de juros brasileiras.

Outro caminho possível, e que ainda é incipiente na literatura aplicada ao Brasil, consiste em tentar “fundamentar” os modelos de estrutura a termo da taxa de juros. Uma abordagem seguiria em linhas gerais o trabalho de Ang e Piazzesi (2003) que procura incorporar ao VAR estimado informações sobre variáveis macroeconômicas como produto (e taxa de desemprego) e inflação, na medida em que há boas razões empíricas e teóricas para afirmar que existe algum tipo de relação entre o comportamento das variáveis econômicas e os diversos *spreads*.

15. Por exemplo, Campbell e Shiller (1991) mostram que, embora as restrições decorrentes da hipótese de expectativas tenham sido rejeitadas formalmente, a performance dos modelos estimados é razoável, sendo muito pequena a diferença entre o mundo real e o ideal proposto pela teoria. Assim, a rejeição formal não deve ser levada às últimas consequências, pois o poder explicativo do modelo simples representado pela hipótese de expectativas não é desprezível.

Outro trabalho que testa a hipótese de expectativas na estrutura a termo para o Brasil é feito por Lima e Isler (2003). Os autores realizam o teste da hipótese de expectativas utilizando muito dos testes da metodologia tradicional. Os resultados também não são favoráveis à hipótese de expectativas. Os autores realizam testes de cointegração para sistemas bivariados. Rejeitam a hipótese nula de não-cointegração e aceitam a hipótese de que os diversos *spreads* são estacionários. Não é realizado nenhum esforço para controlar a evidência de não-normalidade dos resíduos. Citam a referência de Gonzalo (1994) para afirmar que os testes de cointegração são robustos à não-normalidade. A violação da hipótese de normalidade pode estar ocorrendo por conta da existência de quebras estruturais e indicando problemas sérios de má especificação. Se for esse o caso, o teste de cointegração de Johansen gera resultados pouco confiáveis. Maddala e Kim (1998) realizam uma ampla revisão da literatura sobre o tema.

Brito, Guillen e Duarte (2004) também testam a hipótese de expectativas utilizando técnicas de cointegração, regressão dos fundamentos nos *spreads*, comparação de variância entre os fundamentos e os *spreads* e ortogonalidade dos *spreads* com relação aos erros nas regressões dos fundamentos nos *spreads*. Os autores não realizam os testes de causalidade de Granger e estacionariedade dos *spreads*. Além disso, operam com sistemas que contêm apenas duas taxas (uma de curto e outra de longo prazo), ao contrário do realizado neste trabalho.

Em linhas gerais, as conclusões dos autores são consistentes com a obtida neste artigo, podendo ser vistas como complementares em algum sentido. Os autores racionalizam de forma similar os resultados obtidos, sugerindo a hipótese formulada por McCallum (1994), de que a falha da hipótese de expectativas pode estar ligada a questões de gestão de política monetária e não-irracionalidade dos agentes. Como possibilidade alternativa sugere que as expectativas não estariam sendo formadas de modo racional e as taxas de juros não incorporariam toda a informação disponível. Sobre esse ponto, a evidência deste artigo sugere que essa não é uma hipótese a ser descartada para o período sugerido, na medida em que os coeficientes estimados usando variáveis instrumentais nas regressões feitas mudam substancialmente (ver tabelas 1, 2 e 3). Se os *spreads* contivessem toda a informação relevante, isso não deveria acontecer. A possibilidade de que os *spreads* não incorporam toda a informação relevante está ligada a algum tipo de ineficiência informacional dos mercados brasileiros. Essa hipótese para o período estudado entre 1995 e 2001 não pode ser totalmente descartada, pois o mercado a termo brasileiro é recente por conta do passado inflacionário do país e para algumas maturidades, especialmente as mais longas, há pouca liquidez e volume de negócios, fatos essenciais para mercados eficientes do ponto de vista informacional. Como ressaltado por Brito, Guillen e Duarte (2004), embora haja evidência favorável à hipótese de McCallum (1994), não é possível optar por essa conjectura de forma inequívoca. Falhas no

processo de formação de expectativas dos agentes e/ou algum grau de ineficiência informacional dos mercados brasileiros não devem ser descartados. Nesse sentido, este trabalho mostra que a evidência fornecida pelos dados está longe de ser conclusiva.

Há uma série de trabalhos que testam a hipótese de expectativas a dados internacionais. Cuthbertson e Nitzsche (2005) realizam um resumo das conclusões principais da literatura de cointegração aplicada a testes da hipótese de expectativas: “For most part, long and short rates are cointegrated, with a cointegration parameter close to or equal to unity”. Todavia cointegração com parâmetros iguais à unidade não significa necessariamente validade das hipóteses de expectativas. É apenas uma condição necessária. Para obter que os *spreads* são estacionários é necessário apenas impor que as primeiras diferenças das taxas de juros esperadas (e logo realizadas) sejam estacionárias – ver equação (2). Não é necessário impor nenhuma restrição sobre como os agentes utilizam a informação disponível para obter lucros com arbitragem entre taxas. Uma descrição detalhada da literatura internacional que testa a hipótese de expectativas é feita em Cuthbertson e Nitzsche (2005, caps. 21 e 22).

8 CONCLUSÕES

Neste artigo testou-se em que medida a hipótese de expectativas descreve bem a base de dados escolhida. A conclusão principal à hipótese de expectativas é um arcabouço insuficiente para esgotar os dados brasileiros. Mais pesquisa sobre o tema é necessária e este artigo procura contribuir positivamente para o debate brasileiro nesse campo.

Algumas hipóteses foram levantadas para explicar a baixa performance da hipótese de expectativas com base na evidência obtida neste artigo e em outros estudos sobre o tema feitos para o Brasil utilizando período e base de dados semelhantes. A primeira hipótese é inspirada pelo artigo de McCallum (1994) e sugere que a falha nos testes da hipótese de expectativas está ligada à política monetária feita pelo banco central. Outra possível explicação deve-se à existência de algum tipo de ineficiência informacional no mercado brasileiro e/ou a falhas no processo de formação de expectativas (irracionalidade). Por fim não se deve descartar que os modelos estatísticos utilizados podem não descrever bem os dados por conta de alterações estruturais importantes. Vale lembrar que no período dois regimes cambiais, fiscais e monetários vigoraram na economia brasileira, além de o mercado a termo estar nos seus primeiros momentos.

ABSTRACT

The study of term structure of interest rate is at its early stages for Brazil. This paper aims to contribute to this literature by testing the rational expectation hypothesis to Brazilian data. The period covered by the

study goes from 1995 to 2002. Monthly and daily data were analysed. The results of the tests suggest that the expectation hypothesis is insufficient to fully explain Brazilian data. The following explanations are suggested: *a)* the results are consistent with McCallum (1994) hypothesis of interest rate smoothing by Central Bank; *b)* informational inefficiency of Brazilian market; *c)* some sort of irrational behaviour of the agents in forming their expectations; and *d)* the econometric results of the paper can be affected by the macroeconomic instability in the analysed period.

REFERÊNCIAS

- ANG, A.; PIAZZESI, M. A non-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, p. 745-787, 2003.
- BARR, D. G.; CAMPBELL, J. Y. Inflation, real interest and bond market: a study of UK nominal and indexed linked government bond prices. *Journal of Econometrics*, v. 39, p. 361-383, 1997.
- BRITO, R. D.; GUILLEN, O. T. C.; DUARTE, A. J. M. Overreaction of yield spreads and movements of Brazilian interest rate. *Revista de Econometria*, v. 24, p. 1-55, 2004.
- CAMPBELL, J.; SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies*, v. 58, p. 419-514, 1991.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The econometrics of financial markets*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1997.
- CUTHBERTSON, K. The expectation hypothesis of the term structure: the UK interbank market. *The Economic Journal*, v. 106, p. 578-592, 1996.
- CUTHBERTSON, K.; NITZSCHE, D. *Quantitative financial economics*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd., 2005.
- GALLMEYER, M. F.; HOLLIFIELD, B.; ZIN, S. E. *Taylor rules, McCallum rules and the term structure of interest rates*. Cambridge: NBER, 2005 (Working Paper).
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233, 1994.
- HALL, A. D.; ANDERSON, N. M.; GRANGER, C. W. A cointegration analysis of Treasury bill yields. *Review of Economics and Statistics*, p. 116-126, 1992.
- HENDRY, D. F. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- HENDRY, D. F.; DOORNIK, J. A. *Modelling dynamic systems using PcGive*. London, 2006.
- HICKS, J. *Value and capital*. Oxford: Oxford University Press, 1946.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Testing Weak exogeneity and the order of integration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 313-334, 1994.
- . A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, v. 11, p. 25-59, 1995a.
- . *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995b.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-224, 1992.

JUSELIUS, K. Do PPP and UIP hold in LR? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics*, v. 69, p. 211-240, 1995.

KEYNES, J. M. *Treatise on money*, 1930.

KLEINBERGEN, F. Reduced rank regression using GMM. In: MÁTYÁS, L. (Ed.). *Generalized methods of moments estimation*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

LIMA, A. M.; ISLER, J. V. A hipótese das expectativas na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil: uma aplicação de modelos a valor presente. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, 2003.

MADDALA, G. S.; KIM, I-M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MANKIW, N.; MIRON, J. A. The changing behaviour of term structure of interest rate. *Quarterly Journal of Economics*, v. 101, p. 211-228, 1986.

McCALLUM, B. T. Monetary policy and the term structure of interest rate. *Economic Quarterly*, v. 91, p. 1-21, 1994.

PEASARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. *Journal of Econometrics*, v. 97, p. 293-343, 2000.

QUINTOS, C. Analysis of cointegration vectors using GMM approach. *Journal of Econometrics*, v. 85, 1998.

SHILLER, R. J. The term structure of interest rate. In: FRIEDMAN, B. M.; HAHN, F. H. (Eds.). *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland, 1990.

TABAK, B. M.; ANDRADE, S. C. *Testing the expectation hypothesis in the Brazilian term structure of interest rate*. Brasília: Bacen, 2001 (Working Paper).

(Originais recebidos em janeiro de 2007. Revisos em fevereiro de 2007.)

