

A CURVA DE RENDIMENTOS E A INFLAÇÃO FUTURA: OS CASOS DA ALEMANHA E DOS EUA (1)

Nuno Cassola (*)

Durante o 1.º semestre de 1994 as taxas de juro nominais de longo prazo subiram acentuadamente nos EUA, na Alemanha e no Japão, interrompendo um longo ciclo de descida iniciado em 1990, fenómeno que foi extensivo às principais economias da União Europeia. Esta subida das taxas de juro de longo prazo foi acompanhada pelo acentuar das inclinações positivas das curvas de rendimento nos EUA, Reino Unido e Japão e por uma inversão brusca, no sentido positivo, das curvas de rendimento na Alemanha e nas principais economias da União Europeia.

Esta evolução das taxas de juro de longo prazo e as variações observadas nas inclinações das curvas de rendimentos acima descritas são consistentes com a ocorrência, durante o 1.º semestre de 1994, de um choque sobre a procura não antecipado e permanente (2). A reacção dos mercados poderá reflectir também receios inflacionistas e incerteza quanto à condução das políticas monetárias, eventualmente relacionados com a ocorrência do choque sobre a procura.

O objectivo deste trabalho é o de analisar em que medida é que os mercados financeiros (obrigacionistas) têm antecipado as variações na taxa de inflação, nos EUA e na Alemanha, e em que medida é que essas antecipações têm sido «razoáveis». Dito de outra forma, procura-se determinar até que ponto é legítimo extrair informação sobre a evolução futura da taxa de inflação a partir da inclinação da curva de rendimentos. O trabalho está dividido em duas partes. Na primeira apresentamos a metodologia seguida e na segunda fazemos um exercício de aplicação.

1 — A metodologia de Mishkin

Vários autores têm-se debruçado sobre a questão de saber em que medida é que a curva de rendimentos contém informação sobre a evolução futura das taxas de juro de curto prazo. Por outro lado, e numa linha de investigação mais tradicional, vários autores têm investigado em que medida é que os mo-

(*) Banco de Portugal e ISEG/UTL.

(1) Uma versão preliminar deste trabalho foi apresentada ao seminário interno do DEE/Banco de Portugal e ao seminário do CEMAPRE/CIEF do ISEG/UTL sobre «Aplicações da Econometria à Economia Financeira». O autor agradece a Armindo Escalda e Carlos Robalo Marques, bem como aos participantes nos seminários referidos, os seus comentários à versão preliminar deste trabalho. Naturalmente que eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

(2) V. a nossa nota de investigação «A estrutura por prazo das taxas de juro e o hiato do produto», DEE, Banco de Portugal, Dezembro, 1994.

vimentos das taxas de juro reflectem alterações nas expectativas de inflação e ou taxas de juro reais. Para uma recensão recente desta literatura v. Shiller (1991). A conjugação destas duas abordagens sugere a ideia de investigar se a curva de rendimentos contém informação acerca da evolução futura da taxa de inflação. Para esse efeito Mishkin (1990a, 1990b, 1991) propõe uma metodologia bastante simples⁽³⁾.

Parte-se da *equação de Fisher*.

$$E_t \pi_t^m = i_t^m - rr_t^m \quad (1)$$

onde:

E_t — designa expectativa formada no momento t ;
 π_t^m — é a inflação do período t para o período $t+m$;
 i_t^m — é a taxa de juro nominal para a maturidade m no momento t ;
 rr_t^m — é a taxa de juro real (*ex ante*) para a maturidade m no momento t ;

e do facto de a inflação verificada ser dada por:

$$\pi_t^m = E_t \pi_t^m + \varepsilon_t^m \quad (2)$$

onde $\varepsilon_t^m = \pi_t^m - E_t \pi_t^m$ é o erro de previsão da taxa de inflação.

De (1) e (2) obtemos, por substituição:

$$\pi_t^m = i_t^m - rr_t^m + \varepsilon_t^m \quad (3)$$

Considerando duas maturidades diferentes, m e n , podemos analisar a informação contida na curva de rendimentos acerca da evolução futura da taxa de inflação. Da equação (3) aplicada a cada maturidade obtemos, fazendo a respectiva diferença:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = i_t^m - i_t^n - (rr_t^m - rr_t^n) + \varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n \quad (4)$$

Decompondo a taxa de juro real em média da amostra (\underline{rr}^m) mais desvio relativamente à média (u_t^m)⁽⁴⁾:

$$rr_t^m = \underline{rr}^m + u_t^m \quad (5)$$

⁽³⁾ V. também Fama (1990) e Jorion e Mishkin (1991).

⁽⁴⁾ Esta decomposição pressupõe a estacionariedade da taxa de juro real, $rr_t^m \sim I(0)$. Se a taxa de inflação e a taxa de juro nominal não forem estacionárias, por exemplo, se $\pi_t^m \sim I(1)$ e $i_t^m \sim I(1)$ a equação (3) só fará sentido se $(\pi_t^m - i_t^m) = (-rr_t^m + \varepsilon_t^m) \sim I(0)$. Nesse caso a taxa de inflação e a taxa de juro têm de estar co-integradas, π_t^m e $i_t^m \sim C(1,1)$. No caso dos EUA os testes de estacionariedade realizados sugerem que as variáveis π_t^m e i_t^m são $I(1)$. Os testes de co-integração revelam que π_t^m e $i_t^m \sim C(1,1)$. Dada a reduzida dimensão da amostra, não foram realizados testes de estacionariedade e co-integração para o caso da Alemanha.

podemos reescrever a equação (4) sob a forma de uma equação de previsão da variação da inflação:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_t^m - i_t^n) + \eta_t^{m,n} \quad (6)$$

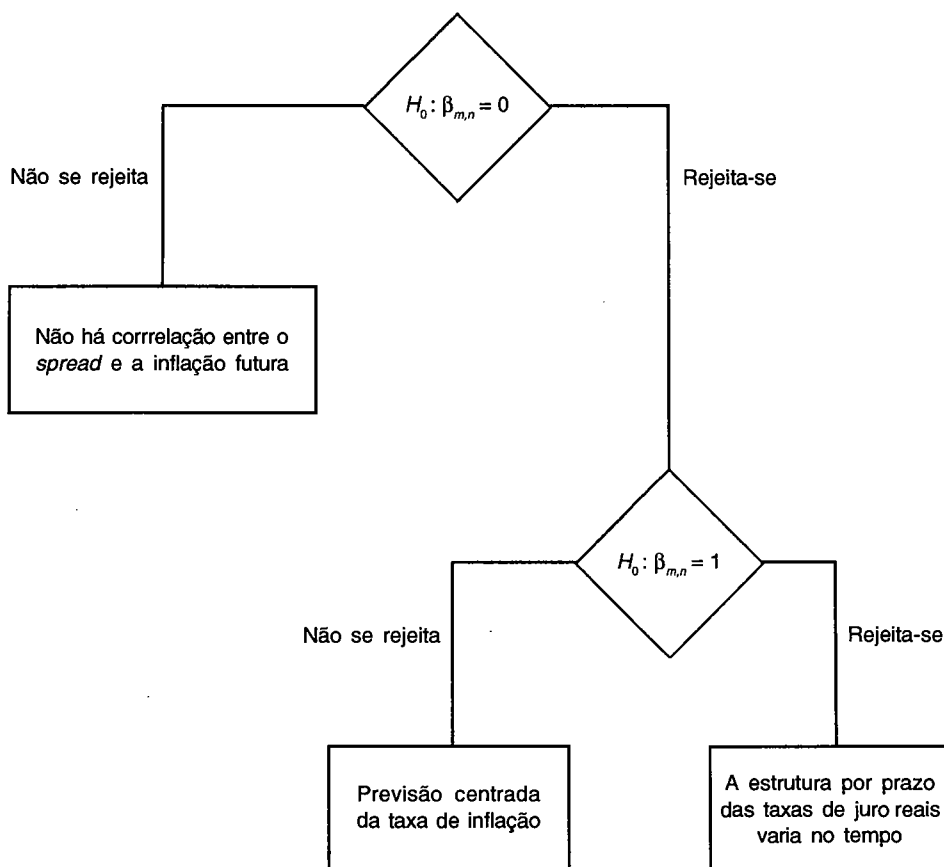
onde $\alpha_{m,n} = (r_t^n - r_t^m)$; $\beta_{m,n} = 1$; $\eta_t^{m,n} = (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n) - (u_t^m - u_t^n)$, designando-se informalmente $(i_t^m - i_t^n)$ por *spread*(m,n).

A equação (6) pode ser estimada de forma consistente pelo método dos mínimos quadrados ordinário (OLS) desde que se verifiquem as seguintes hipóteses:

(H1) — Expectativas racionais $\Rightarrow (\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n) \perp (i_t^m - i_t^n)$.

(H2) — Estrutura por prazo das taxas de juro reais constante $\Rightarrow (u_t^m - u_t^n) = 0$.

Neste contexto testam-se as seguintes hipóteses:



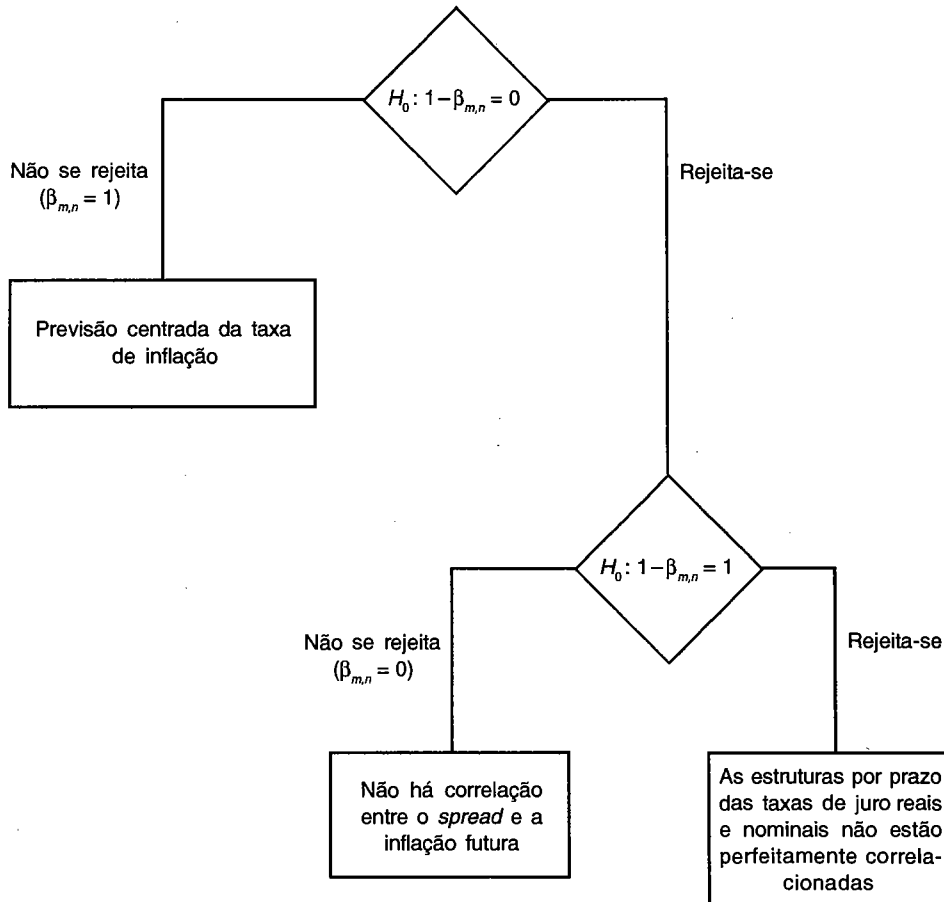
Note-se que pode acontecer que $\beta_{m,n} \neq 0$ e $\beta_{m,n} = 1$ não seja rejeitado mesmo tendo $(u_t^m - u_t^n) \neq 0$. Este caso pode ocorrer desde que se verifique a condição de ortogonalidade $(u_t^m - u_t^n) \perp (i_t^m - i_t^n)$.

Através da manipulação algébrica simples da equação (6) obtemos:

$$eprrr_t^m - eprrr_t^n = -\alpha_{m,n} + (1 - \beta_{m,n}) (i_t^m - i_t^n) - \eta_t^{m,n} \quad (7)$$

onde $eprrr_t^m = i_t^m - \pi_t^m$ é a taxa de juro real *ex post* para a maturidade m no momento t .

Nesta regressão testam-se as seguintes hipóteses:



A rejeição da hipótese $\beta_{m,n} = 1$ na regressão (6) é equivalente à rejeição da hipótese $(1 - \beta_{m,n}) = 0$ na regressão (7) e indica que o *spread* contém informação significativa acerca da estrutura por prazo das taxas de juro reais *ex ante*. Isto porque a taxa de juro real *ex ante* não é mais do que a expectativa condicionada no momento t da taxa de juro real *ex post*.

Para uma melhor interpretação de $\beta_{m,n}$ convém notar que, sob a hipótese de expectativas racionais obtemos:

$$plim \beta_{m,n} = (\sigma^{*2} + \rho \sigma^*) / (1 + \sigma^{*2} + 2\rho \sigma^*) \quad (8)$$

onde:

$$\sigma^* = \sigma [E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)] / \sigma(rr_t^m - rr_t^n);$$

$\sigma[E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)]$ — é o desvio padrão de $E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)$;

$\sigma(rr_t^m - rr_t^n)$ — é o desvio padrão de $(rr_t^m - rr_t^n)$;

ρ — é o coeficiente de correlação entre $E_t(\pi_t^m - \pi_t^n)$ e $(rr_t^m - rr_t^n)$.

Como a equação (8) indica, a magnitude do parâmetro $\beta_{m,n}$ é determinada pela variabilidade da variação esperada da inflação relativamente à variabilidade da estrutura por prazo das taxas de juro reais (medida por σ^*) e ainda pela correlação entre a variação esperada da inflação e a inclinação da estrutura por prazo das taxas de juro reais. O rácio σ^* pode ser entendido como um *rácio de extracção do sinal*, na medida em que a extracção do sinal (evolução futura da taxa de inflação) é obscurecida pelo ruído (volatilidade da curva de rendimentos reais).

2 — A estimação dos modelos

No quadro n.º 1 apresentamos os resultados da estimação das equações (6) e (7) para os EUA e a Alemanha, considerando o *spread* (6,3). Para os EUA utilizámos o diferencial de rendimento dos *Treasury Bills* com maturidades de três e seis meses. Para a Alemanha utilizámos as taxas FIBOR a três e seis meses — taxas *offer* no mercado monetário interbancário de Frankfurt. As séries são extraídas da *disquette* da OCDE «Interest rates on international and domestic markets» e têm frequência mensal. As taxas de inflação foram calculadas a partir dos índices de preços no consumidor extraídos da *disquette* da OCDE «Main Economic Indicators». Para os EUA a amostra cobre o período desde Janeiro de 1960 até Julho de 1994, o que corresponde a 409 observações efectivamente utilizadas para a estimação (de 1960:2 a 1994:2). Para a Alemanha, a amostra cobre o período desde Agosto de 1985 até Julho de 1994, o que corresponde a 102 observações efectivamente utilizadas para a estimação (de 1985:9 a 1994:2).

A estimação dos parâmetros dos modelos foi feita pelo método dos mínimos quadrados ordinário (OLS) e as matrizes de variâncias-co-variâncias foram corrigidas pelo método de Newey-West⁽⁵⁾. Esta correcção é necessária dado que os resíduos são autocorrelacionados e possivelmente heterocedásticos. Autocorrelação do tipo MA(5) surge necessariamente dado que o horizonte de previsão (seis meses) é superior à frequência das observações (mensal). É uma situação comum no contexto dos testes da hipótese de eficiência dos mercados financeiros⁽⁶⁾. No nosso caso, porém, e dada a presença da componente $(u_t^m - u_t^n)$ nos resíduos, é possível que estes sigam um processo mais geral, do tipo ARMA(p,q). Uma complicação adicional resulta do facto de os resíduos poderem ser heterocedásticos, do tipo ARCH (variância condicionada auto-

(5) Para uma descrição do método v., por exemplo, Greene (1993).

(6) Para uma abordagem compreensiva desta questão v., por exemplo, Pesaran (1987).

-regressiva). Estes modelos e/ou suas generalizações (GARCH) têm sido utilizados, nomeadamente, para descrever o comportamento de séries temporais em que haja alternância entre períodos turbulentos e períodos tranquilos, uma característica comum das séries financeiras (7). Dadas as dificuldades inerentes à identificação e estimação de modelos ARMA-GARCH, a generalidade dos autores tem procedido à estimação dos modelos através do método OLS com matriz de variâncias-co-variâncias ajustada pelo método de Newey-West.

Conforme se pode verificar no quadro n.º 1, rejeita-se facilmente, para ambos os países, a hipótese nula $\beta_{m,n} = 0$. A hipótese nula $1 - \beta_{m,n} = 0$ ($\beta_{m,n} = 1$) não é rejeitada para os EUA mas é-o para a Alemanha. Assim, podemos afirmar que para os horizontes considerados:

- i) Em ambos os casos, a curva de rendimentos contém informação acerca da evolução futura da taxa de inflação;
- ii) No caso dos EUA, a curva de rendimentos antecipa a evolução da taxa de inflação de forma não enviesada (8);
- iii) No caso da Alemanha, a estrutura por prazo das taxas de juro reais não permanece constante ao longo do tempo e é muito provável que a condição de ortogonalidade não se verifique. Se assim for, as estimativas OLS de $\alpha_{m,n}$ e $\beta_{m,n}$ poderão não ser consistentes.

As nossas conclusões, para o caso dos EUA, não coincidem com as de Mishkin, embora confirmem, de certo modo, os resultados de Browne e Manasse (1990). De facto, Mishkin não rejeita a hipótese de ausência de correlação entre o *spread* e a inflação futura para horizontes curtos (inferiores a seis meses) embora rejeite essa hipótese para horizontes mais longos (entre seis meses e um ano). Uma possível explicação para este desencontro de resultados é o facto de nós termos utilizado uma amostra bastante mais extensa do que a considerada por Mishkin (1964:2 a 1986:12). Esta questão é relevante na medida em que uma amostra mais longa tende a «diluir» a importância, para efeito da estimação dos parâmetros, das observações relativas aos choques petrolíferos (1973, 1979, 1986) em geral considerados como choques não antecipados sobre o nível de preços (9).

Uma outra explicação para o desencontro de resultados poderá estar relacionada com a questão da extracção do sinal anteriormente referida. Se em virtude do alargamento da amostra a variabilidade da variação esperada da inflação tiver aumentado relativamente à variabilidade da estrutura por prazo das taxas de juro reais, terá aumentado também a magnitude do parâmetro $\beta_{m,n}$ para uma dada correlação entre a variação esperada da inflação e a inclinação da estrutura por prazo das taxas de juro reais [v. equação (8)].

(7) V., por exemplo, Mills (1993).

(8) Embora o *spread* (6,3) tenda a sobrestimar a inflação futura, se considerarmos apenas uma previsão pontual.

(9) A estimação da equação de previsão da inflação para os EUA, utilizando apenas a subamostra (1964:2 1986:12) produz uma estimativa para $\beta_{m,n} = 0.48$ com um rácio $t = 1.741$ ($p = 0,083$). Conclui-se pela não rejeição da $H_0 : \beta_{m,n} = 0$ com um nível de significância de 10 %.

A estimação das equações para o caso da Alemanha, através do método das variáveis instrumentais (IV), não altera as conclusões anteriores. Conforme se pode verificar pelos resultados apresentados no quadro n.º 2, continua a rejeitar-se facilmente a hipótese nula $\beta_{m,n} = 0$. Porém, a hipótese nula $1 - \beta_{m,n} = 0$ (isto é, $\beta_{m,n} = 1$) também não é rejeitada. Assim, podemos acrescentar que, para os horizontes temporais considerados:

- iv) No caso da Alemanha, a estrutura por prazo das taxas de juro reais varia no tempo.

Conclusões

Os resultados apresentados no ponto anterior sugerem que a curva de rendimentos contém informação útil para prever a evolução da taxa de inflação. Conforme se pode verificar no gráfico n.º 1, o acentuar da inclinação positiva do *spread* (6,3) depois de Março de 1994 nos EUA, ocorreu a partir de níveis do *spread* muito baixos, níveis esses que, mantidos desde 1992, eram semelhantes aos verificados no início dos anos 60. Um *spread* (6,3) entre 75 e 100 pontos base (p. b.) antecipa, de acordo com os resultados do quadro n.º 1, uma taxa de inflação trimestral anualizada entre 2,5 % e 3,2 % (dentro de três meses) ⁽¹⁰⁾. Conforme ilustrado no gráfico n.º 2 a taxa de inflação trimestral anualizada tem-se mantido desde 1991 em torno daqueles valores. Se os níveis do *spread* vierem a estabilizar, por exemplo, entre 125 e 150 p.b. poderemos projectar uma taxa de inflação trimestral anualizada (dentro de três meses) entre 3,8 % e 4,5 %. Estes valores situam-se cerca de um ponto percentual acima das taxas de inflação verificadas no período 1991-1993. A reacção dos mercados no 1.º trimestre de 1994 poderá então ser interpretada como um ajustamento das expectativas no sentido de uma subida na taxa de inflação.

⁽¹⁰⁾ Um *spread* de 100 p. b. implica uma inflação trimestral anualizada, dentro de três meses, de aproximadamente 3,2 %. Este valor obtém-se de $4 E_t \{(\pi_t^m - \pi_t^n) \mid (i_t^m - i_t^n) = 1\} = 4 \times (0,153 + 0,64) = 4 \times 0,793 = 3,172$. Não se toma em conta o efeito dos erros de previsão passados, dado que não conhecemos a estrutura auto-regressiva dos resíduos da regressão.

QUADRO N.º 1

Estimação das equações pelo método OLS

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_t^m - i_t^n) + \eta_t^{m,n}$$

	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	R^2	σ	Rácio t (prob) $\beta_{m,n} = 0$
EUA n = 409	0,153	0,64	0,26	0,72	2,5866 * (0,010)
Alemanha n = 102	-0,366	0,58	0,30	0,46	4,0101 * (0,000)

$$epr_r_t^m - epr_r_t^n = -\alpha_{m,n} + (1 - \beta_{m,n}) (i_t^m - i_t^n) - \eta_t^{m,n}$$

	$-\alpha_{m,n}$	$1 - \beta_{m,n}$	R^2	σ	Rácio t (prob) $1 - \beta_{m,n} = 0$
EUA n = 409	-0,153	0,36	0,10	0,72	1,4579 (0,146)
Alemanha n = 102	0,366	0,42	0,19	0,46	2,7483 * (0,007)

* Rejeita-se a hipótese nula a 5 % com base nos desvios-padrão corrigidos pelo método Newey-West.

QUADRO N.º 2

Estimação das equações pelo método IV

Instrumentos: constante, $(i_{t-12}^m - i_{t-12}^n)$, $(i_{t-13}^m - i_{t-13}^n)$.

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_t^m - i_t^n) + \eta_t^{m,n}$$

	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	χ^{2**}	σ	Rácio t (prob) $\beta_{m,n} = 0$
Alemanha n = 102	-0,304	0,587	0,086	0,42	3,927 * (0,000)

$$epr_r_t^m - epr_r_t^n = -\alpha_{m,n} + (1 - \beta_{m,n}) (i_t^m - i_t^n) - \eta_t^{m,n}$$

	$-\alpha_{m,n}$	$1 - \beta_{m,n}$	χ^{2**}	σ	Rácio t (prob) $1 - \beta_{m,n} = 0$
Alemanha n = 102	-0,304	0,413	0,08	0,42	2,760 * (0,007)

* Rejeita-se a hipótese nula a 5 % com base nos desvios padrão corrigidos pelo método Newey-West.

** Teste de Sargan sobre a validade dos instrumentos. Tem uma distribuição $\chi^2(1)$. A hipótese nula é a da independência dos resíduos relativamente aos instrumentos. Em ambos os casos não se rejeita a hipótese nula a 5 %.

GRÁFICO N.º 1

Spread (6,3) — EUA — Treasury bills

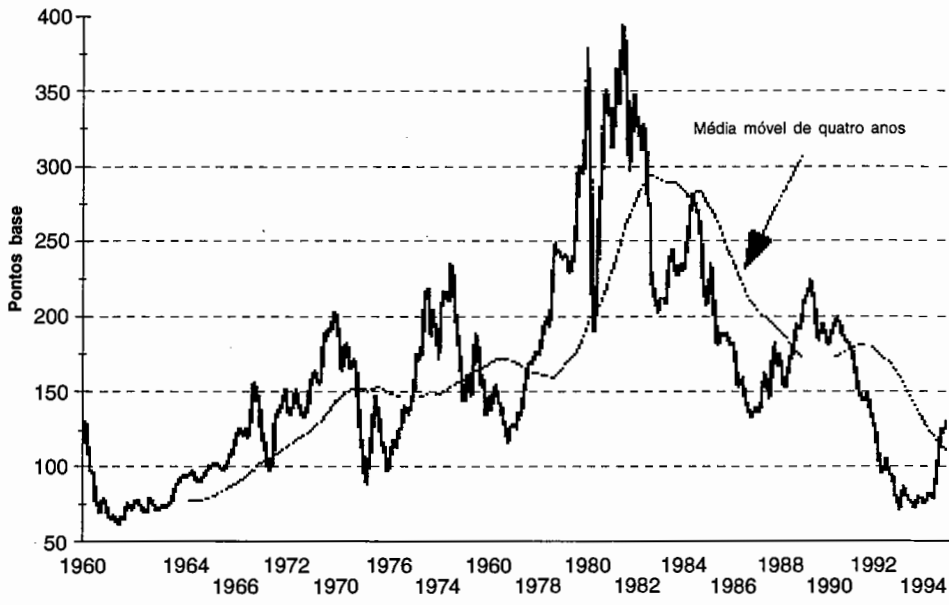
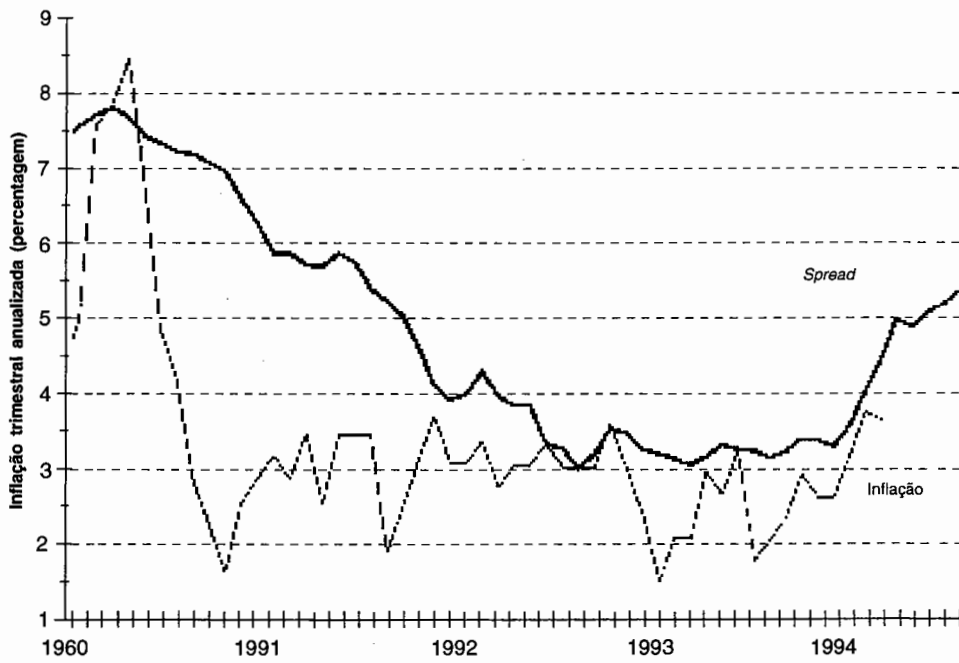


GRÁFICO N.º 2

Spread (6,3) e inflação — EUA



BIBLIOGRAFIA

- ABKEN, Peter A. (1993), «Inflation and the yield curve», *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Maio-Junho, pp. 13-31.
- BROWNE, F., e MANASSE, Paolo (1990), «The information content of the term structure of interest rates: theory and evidence», *OECD Economic Studies*, 14, pp. 59-86.
- FAMA, Eugene F. (1990), «Term structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns», *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 59-75.
- GREENE, William H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan, New York.
- JORION, Philippe, e MISHKIN, Frederic S. (1991), «A multicountry comparison of term structure forecasts at long horizons», *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 59-80.
- MILLS, Terence C. (1993), *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.
- MISHKIN, Frederic S. (1990a), «What does the term structure tell us about future inflation?», *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 77-95.
- (1990b), «The information in the longer maturity term structure about future inflation», *Quarterly Journal of Economics*, 55, pp. 815-828.
- (1991), «A multi-country study of the information in the shorter maturity term structure about future inflation», *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 2-22.
- PESARAN, M. Hashem (1989), *The Limits to Rational Expectations*, Basil Blackwell, Oxford.
- SHILLER, Robert J. (1991), «The term structure of interest rates», in B. M. Friedman e F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, vol. 1, cap. 13, pp. 627-722.

(Versão entregue em Outubro de 1995)