
TAXAS DE JUROS PRÉ-FIXADAS COMO PREVISORAS DE TAXAS DE JUROS PÓS-FIXADAS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA NO BRASIL

ARTIGO

Paulo Beltrão Fraletti

Mestre em Administração de Empresas (MSc) pela London Business School (Londres) e Doutorando em Administração pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. Professor em cursos de pós-graduação do MBA Finanças Empresariais da FIA-FEA/USP, MBA Executivo em Finanças do IBMEC/SP, MBA em Derivativos da BM&F-USP e *Market Risk Management* do Pec-FGV. Consultor de instituições financeiras na área de Gestão de Tesourarias.
E-mail: fraletti@risconsult.com.br

RESUMO

Em decorrência das freqüentes mudanças de política econômica e do conseqüente período de elevada inflação, pouco evoluiu no Brasil, nos últimos trinta anos, a compreensão dos temas associados a investimentos em instrumentos de renda fixa pré-fixados. Este artigo procura dar uma contribuição nesta área e busca averiguar a hipótese de que taxas de juros pré-fixadas de um mês são previsoras não viesadas das taxas de juros de curtíssimo prazo em datas futuras (taxas pós-fixadas).

Após breve discussão da literatura relevante, é apresentada a metodologia de análise empírica, constituída de dois testes estatísticos distintos. A aplicação dos testes aos dados de DI futuro de um mês da BM&F e CDI-over Cetip no período julho/91-junho/00 não permite rejeitar a hipótese de ausência de viés nas taxas pré-fixadas de curto prazo. No período de análise, marcado pelas crises da Ásia (1997), Rússia (1998) e Brasil (1999), entretanto, os resultados mostram certa peculiaridade: os erros apresentam marcada assimetria apesar de estatisticamente não diferentes de zero na média. Com base em análise adicional apresentada nas considerações finais é proposto um modelo alternativo de formação de taxas não *random walk*, que permite justificar tal comportamento sem violar a hipótese de eficiência do mercado.

1. INTRODUÇÃO

Longo período de inflação crônica e freqüentes mudanças de padrões monetários, políticas econômicas e regimes políticos praticados no Brasil levaram ao drástico encurtamento dos prazos de instrumentos financeiros de renda fixa. O fenômeno refletiu a ação defensiva dos investidores visando reduzir o potencial impacto redistributivo derivado dos efeitos da inflação inesperada. Nos momentos mais críticos, o mercado chegou a estar praticamente todo concentrado em operações pós-fixadas indexadas a taxas de curtíssimo prazo. Como conseqüência, pouco evoluiu em nosso país a compreensão sobre a formação de taxas de juros de prazos mais longos que um dia.

O objetivo deste trabalho é verificar se a taxa de juros pré-fixada de curto prazo é um previsor não viesado das taxas de juros de curtíssimo prazo em datas futuras (taxa pós-fixada).

O texto está dividido nas seguintes partes: fundamentação teórica e literatura relevante; metodologia da análise; dados utilizados; resultados; considerações finais; referências bibliográficas.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E LITERATURA RELEVANTE

Vários são os fatores determinantes das taxas de juros em determinada economia. A literatura que

trata da relação entre taxas e prazos de vencimento, denominada estrutura temporal de taxas de juros, é uma das mais extensas da Economia Financeira. A base teórica, bastante intuitiva segundo NELSON (1979), sustenta que taxas de longo prazo refletem, em grande parte, expectativas sobre as taxas de curto prazo no futuro. A hipótese fundamenta-se na noção de que investidores podem sempre optar entre uma aplicação pré-fixada pelo período total desejado e aplicações por períodos sucessivos mais curtos, renovadas a cada vencimento à taxa de mercado vigente até a data final. Investidores racionais (maximizadores de riqueza) irão comparar as alternativas e agir, provocando movimentos de preços, até que, no agregado, as duas possibilidades lhes sejam indiferentes.

A constatação de que a estrutura temporal de taxas de juros tende a ser ascendente sugere a existência de prêmios. O nível necessário de prêmio nas taxas longas — em relação às taxas curtas esperadas no futuro — para que se estabeleça equilíbrio no mercado é objeto de considerável debate na literatura. Testes empíricos das teorias concorrentes sobre o comportamento dos prêmios temporais requerem a decomposição das taxas de juros longas em suas componentes atribuíveis às expectativas e prêmios temporais.

COPELAND e WESTON (1988) relacionam as três principais hipóteses propostas para explicar porque estruturas temporais de taxas de juros observadas não são uniformes:

- a) Expectativas não viesadas — postulada por FISCHER (1896), a hipótese afirma que taxas de juros esperadas no futuro equivalem às taxas a termo implícitas nos preços de mercado;
- b) Prêmio de liquidez — proposta por HICKS (1946), argumenta que existe um prêmio crescente em função do prazo, que deriva do maior impacto sobre o preço de títulos longos para dada variação nas taxas de juros;
- c) Segmentação de mercado — argumenta que investidores têm *habitats* preferidos, e que a percepção de que ativos de diferentes prazos não são substitutos uns dos outros causa

desequilíbrios de oferta e demanda que pressionam pontualmente as taxas.

Para BREALEY e MYERS (1984), a primeira teoria é um tanto quanto extrema quando se consideram taxas para investimentos multianuais. Citando resultados do famoso estudo de IBBOTSON e SINQUEFIELD (1982), que cobre o período 1926-1982 nos Estados Unidos (retorno anual médio de 3,8% para *Treasury bonds* de longo prazo e 3,2% para *Treasury bills* de curto prazo), argumentam que é mais provável a hipótese de que investidores tenham recebido um prêmio para carregar títulos mais longos (para compensar os riscos adicionais de liquidez e/ou de inflação) do que a hipótese alternativa de que as taxas não tenham subido tanto quanto esperado anteriormente pelo mercado.

FAMA (1984) trabalha com dados referentes à parte mais breve da estrutura temporal de taxas de juros (empregando *Treasury bills* com um a seis meses de prazo no período de 1959 a 1982). Além de confirmar evidência anterior (FAMA, 1976 e STARTZ, 1982) de que taxas a termo contêm variações em retornos esperados sobre títulos multiperíodo, apresenta a evidência de que taxas a termo também contêm informação sobre taxas a vista no futuro. O poder de previsão do mercado (medido pelo número de meses futuros com acerto de projeção), porém, varia segundo a série temporal de preços analisada. A taxa a termo de um mês sempre possui poder de previsão, e num período mais remoto (1959-1969) chegou a alcançar cinco meses.

É possível que outros fatores, provavelmente relacionados à maior incerteza vigente no mercado em períodos de crise (anos 70) relativamente à rotina (anos 60), expliquem tais diferenças.

3. METODOLOGIA DA ANÁLISE

Testes realizados em economias desenvolvidas sobre o poder da informação contida na estrutura temporal de taxas de juros (como o de FAMA, 1984) normalmente comparam taxas de um mês a termo (*forward*), com início em determinada data

futura, com a taxa de um mês a vista (*spot*) vigente naquela data.

A realização de testes similares no mercado brasileiro fica impedida pela inexistência de séries temporais homogêneas de preços e taxas refletindo prazos de até seis meses. Prolongado período de inflação em patamares elevados e alto grau de incerteza derivado de mudanças bruscas nas políticas econômicas levaram o mercado monetário brasileiro a caracterizar-se pela forte concentração em operações com prazo de duração de um dia (*over*) ou em instrumentos indexados a parâmetros de taxa derivados de tais mercados (taxas Selic e CDI Cetip).

Dadas as peculiaridades locais, o estudo procurou testar em que medida a taxa pré-fixada para o prazo de um mês reflete a expectativa do mercado sobre a sucessão de taxas de curtíssimo prazo (taxas CDI-*over*, válidas por um dia útil), no decorrer daquele mês. Investidores são normalmente surpreendidos por eventos não antecipados, por este motivo não podem prever com perfeição as taxas pós-fixadas. Existirá, portanto, a cada período, um erro de previsão aleatório ε .

O primeiro teste consiste no ajuste da equação especificada abaixo às séries temporais de dados históricos segundo o método dos mínimos quadrados:

$$(1+i)^t = a + b \times \prod_{j=1}^t (1 + cdi_j) + e \quad (1)$$

Onde:

i = taxa de juros pré-fixada para o período t

cdi_j = taxa de juros de um dia (CDI-*over*) na data j contida no período t

$\Pi(1+cdi)$ = fator de capitalização do CDI-*over* acumulado no período t

ε = erro amostral com média zero

A regressão segue metodologia proposta por FAMA (1976). Para NELSON (1979), expectativas não viesadas (*unbiased*) apresentam, na média, erros de previsão igual a zero. Portanto, caso a taxa pré-fixada seja um previsor não viesado da taxa

pós-fixada, o coeficiente angular (b) da regressão deverá ser igual a 1 e o termo constante (a) igual a zero.

Uma variante deste teste pode ser verificada mediante a transformação das variáveis, ou dos fatores de capitalização, em taxas contínuas expressas na forma diária, como segue:

$$i_c = a + b \times cdi_c + e \quad (2)$$

Onde:

$$i_c = \ln((1+i)^t) / t$$

$$cdi_c = \ln(\Pi(1+cdi)) / t$$

O segundo teste procura reproduzir os resultados obtidos por um investidor que tivesse empregado a seguinte estratégia no início de cada mês do período de estudo: aplicar em instrumento pré-fixado livre de risco de crédito com prazo t e valor de face no vencimento igual a R\$100.000, financiando o valor pago PU (valor presente de R\$100.000) à taxa interbancária diária (isto é, ativo pré-fixado e passivo pós-fixado indexado ao CDI-*over*). O resultado da estratégia na data t é dado por:

$$R_t = 100.000 - PU \times \prod_{j=1}^t (1 + cdi_j) \quad (3)$$

Onde:

R_t = resultado da estratégia (capta pós e aplica pré) pelo prazo t

Tal estratégia equivale, desconsiderando-se ajustes diários, à compra de um contrato DI futuro e carregamento até seu vencimento. Se a taxa pré-fixada é um previsor não viesado da taxa pós-fixada, a repetição da estratégia tenderá a produzir resultado acumulado igual a zero em período de observação suficientemente longo.

Convém salientar que os resultados dos testes aqui especificados refletem a hipótese conjunta de ausência de viés na taxa de juros pré-fixada como previsor de taxas pós-fixadas e de eficiência de mercado (FAMA, 1970).

4. DADOS UTILIZADOS

As taxas CDI-over extragrupo para cada dia útil contido no período de julho/91 a julho/00 foram capturadas no *site* da Cetip – Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (<www.cetip.com.br>). Os dados estão expressos na convenção *taxa over* (taxa efetiva diária x 30) até o final de 1997, e na convenção do Bacen (taxa anual composta de dias úteis na base 252) a partir do início de 1998.

Os contratos futuros DI de 1 dia da Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F) foram empregados no estudo como representativos da taxa de juros livre de risco de crédito. Foram coletados, através do *site* <www.bmf.com.br>, os PUs de ajuste no primeiro dia útil de cada um dos 108 meses compreendidos no período de julho/91 a junho/00, referentes ao contrato com vencimento no primeiro dia útil do mês sucessivo ou primeiro vencimento. Tais preços refletem a taxa de juros pré-fixada para aquele mês. O período selecionado é o mais longo para o qual existem dados de mercado homogêneos.

Com base em tabelas de feriados, filtros e referências cruzadas de fontes alternativas, os dados foram depurados e dispostos em tabelas contendo também o número de dias úteis entre a data de observação e o vencimento de cada contrato.

5. RESULTADOS

Empregando-se os dados relativos ao DI futuro de um mês e as taxas CDI-over diárias, foram calculados inicialmente 108 valores para cada um dos fatores $(1+i)^t$ e $\Pi(1+c_{di})$ e taxas contínuas i_c e c_{di} definidos na seção III. As regressões (1) e (2) foram a seguir ajustadas para os valores relativos a toda a amostra e para cada um dos subperíodos de três anos: imediatamente anterior à introdução do Real, imediatamente após (1994/1997) e o sucessivo (1997/2000). As subamostras, embora mais curtas, podem servir como sinalizadores de tendência.

A Tabela I resume os resultados obtidos. Para cada uma das oito regressões são apresentados o grau de liberdade (g.l.), as estimativas dos parâmetros “a” e “b” com suas estatísticas “t” (para as hipóteses nulas $a = 0$ e $b = 1$, respectivamente) e as estatísticas R^2 . Em nenhum dos casos pode-se rejeitar a hipótese de que o parâmetro “a” seja igual a zero e o parâmetro “b” igual a um. Tais testes não permitem, conseqüentemente, rejeitar a hipótese de que a taxa pré-fixada de um mês seja um previsor não viesado das taxas pós-fixadas. As estatísticas R^2 relativas ao período mais recente, entretanto, já indicam peculiaridades que serão discutidas mais adiante.

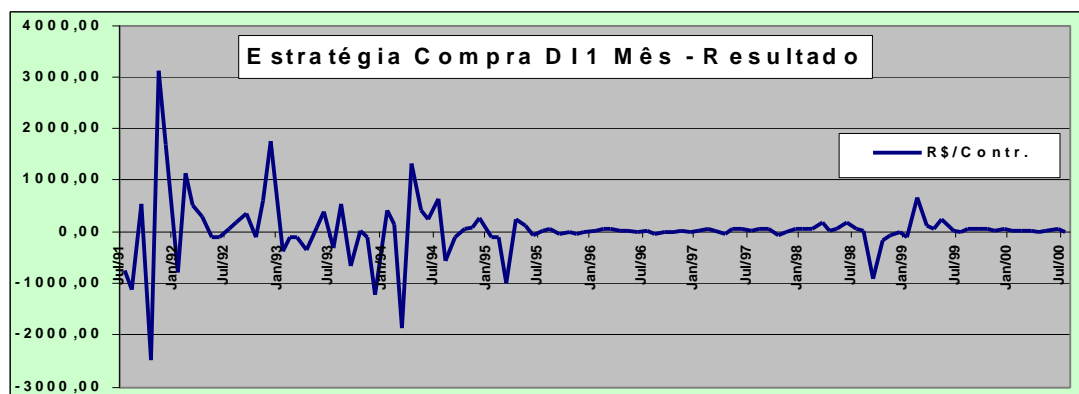
Tabela I

Período	Variável Dependente	g.l.	a (H_0 dif. 0)		b (H_0 dif. 1)		R^2
			a	t	b	t	
Total	Fator (1+i)	107	-0,0048	-0,82	1,0048	0,92	99,7%
	Taxa contínua i_c	107	0,0000	-0,24	1,0062	1,36	99,8%
Pré-Real	Fator (1+i)	35	-0,0061	-0,17	1,0057	0,22	97,7%
	Taxa contínua i_c	35	-0,0002	-0,67	1,0211	0,88	98,1%
Real 94/97	Fator (1+i)	35	-0,0175	-0,48	1,0169	0,48	96,1%
	Taxa contínua i_c	35	-0,0001	-1,23	1,0397	1,26	97,0%
Real 97/00	Fator (1+i)	35	0,0402	0,62	0,9608	-0,61	87,0%
	Taxa contínua i_c	35	0,0000	0,37	0,9900	-0,15	87,1%

Os resultados da estratégia relativa ao segundo teste foram facilmente calculados, de acordo com a equação (3), a partir dos valores de $\Pi(1+c_{di})$ obtidos no primeiro teste. O Gráfico I ilustra os resultados obtidos mês a mês entre julho/91 e

junho/00. Nota-se maior dispersão no período anterior ao Plano Real e nos primeiros meses de vigência da nova moeda, refletindo o maior grau de incerteza causado pelas freqüentes mudanças na política econômica.

Gráfico I



A análise numérica dos resultados apresentados na Tabela II mostra que o resultado médio mensal da estratégia no período de estudo foi de apenas R\$36, equivalentes a aproximadamente 0,04% do valor investido. O resultado médio no período pré-Real, bem como sua dispersão (medida pelo desvio padrão), foi maior que nos dois subperíodos sob a nova moeda. Devido à alta volatilidade dos

resultados, entretanto, o teste t não permite que se rejeite a hipótese de que tais resultados sejam, na realidade, iguais a zero. A conclusão parece ser similar à do primeiro teste (regressões): não se pode rejeitar a hipótese de que a taxa pré-fixada de um mês seja um previsor não viesado das taxas pós-fixadas.

Tabela II

Estatísticas	Período Total	Pré-Real	Pós 94/97	Pós 97/00
Média	35,4	94,8	-12,1	23,6
Desvio Pad.	599,9	999,1	234,0	202,4
t (H ₀ =0)	0,06	0,09	-0,05	0,12
Nº Negativos	40	16	16	8
Nº Positivos	68	20	20	28
Run Real	42	20	16	6
Run Esperado	54	18	18	18

Uma análise mais apurada, entretanto, mostra certa peculiaridade no período mais recente. Ao contrário dos dois subperíodos que o antecederam, existe clara assimetria, como denota a freqüência de

resultados negativos (pouco freqüentes) e positivos (muito freqüentes) apresentados na Tabela II. Se o processo de formação de taxas segue um *random walk*, é de se esperar que o número de eventos

favoráveis e desfavoráveis seja aproximadamente igual, hipótese não rejeitada no caso dos dois períodos mais remotos.

Para verificar a aleatoriedade dos resultados foram efetuados *run-tests*. A contagem de *runs* esperados representa o número teórico de vezes que eventos aleatórios em série passam de positivos para negativos ou vice-versa. No caso do último período de análise, não se pode afirmar que a sucessão de casos positivos tenha sido gerada ao acaso. Na realidade, 16 dos últimos 17 resultados foram positivos. O atual “regime” de taxas de juros parece estar condicionado a novas variáveis. Vale lembrar que a amostra em questão contém oscilações bruscas de taxas, relativas às crises da Ásia (1997), Rússia (1998) e Brasil (1999).

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Resultados apresentados na seção V sugerem a possibilidade de ganhos sistemáticos para o investidor no período mais recente de análise (jul/97 a jun/2000) empregando-se a estratégia de manutenção de posição comprada em DI futuro. Uma característica curiosa da estrutura temporal das taxas de juros durante todo o ano 2000 tem sido sua persistente forma ascendente, não obstante sucessivas quedas na taxa de referência do Banco Central (taxa Selic) e o quase consenso entre membros do governo, comunidade financeira e formadores de opinião sobre ulteriores cortes. Uma conclusão mais apressada apontaria para a rejeição da hipótese de eficiência nos mercados brasileiros de taxas de juros.

Outra possível explicação seria a existência de prêmio de risco positivo, exigido por investidores

para alongamento das aplicações, em decorrência da preferência pela liquidez. Parece pouco provável, entretanto, que questões de liquidez sejam tão relevantes no curto horizonte de investimento considerado no estudo. Ademais, o fenômeno não parece ter-se acentuado em períodos bem mais críticos, antes ou imediatamente após o Plano Real. Tal hipótese poderá ser futuramente testada através, por exemplo, da comparação de retornos do investimento em títulos públicos de longa duração indexados à taxa Selic e de aplicações diárias sucessivas à taxa *over Selic*.

Os R^2 mais baixos das regressões (1) e (2) no período Real 97/00 sugerem menor poder de explicação da taxa pré-fixada por um modelo linear com *CDI-over* acumulado como única variável independente. Os testes apresentados na Tabela II, apesar de estatisticamente não conclusivos, apontam tendência de resultados médios positivos e assimetria na formação das taxas de juros (maior número de ganhos que perdas, com ganho médio inferior à perda média no horizonte de um mês). Análise do conjunto de resultados parece sugerir a rejeição da hipótese de que o processo gerador de taxas siga um *random walk*.

Séries temporais de taxas de curtíssimo prazo no Brasil (*CDI-over*) revelam, de fato, comportamento bem distante da normalidade preconizada no modelo *random walk*. O Gráfico II ilustra os efeitos da condução da política monetária em períodos de crise: elevações bruscas e repentinas nas taxas de juros, seguidas por longos períodos de redução gradual. A assimetria dos retornos (calculados como $\ln[(1+c_{di_t})/(1+c_{di_{t-1}})]$) é visível no Gráfico III.

Gráfico II

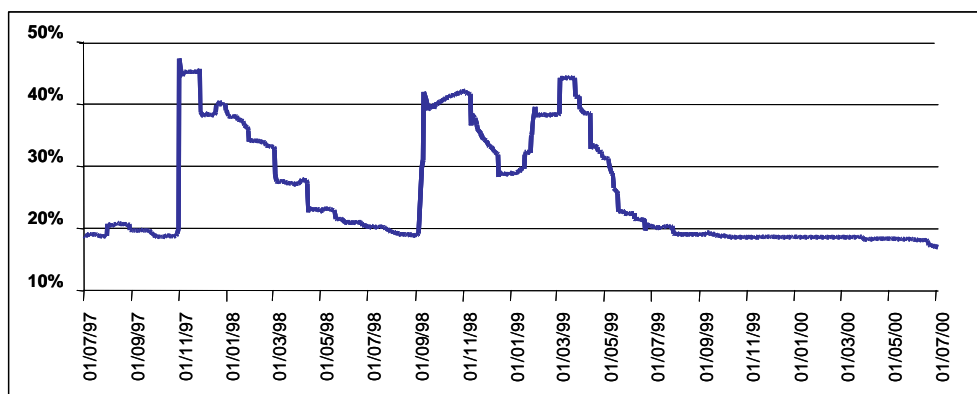
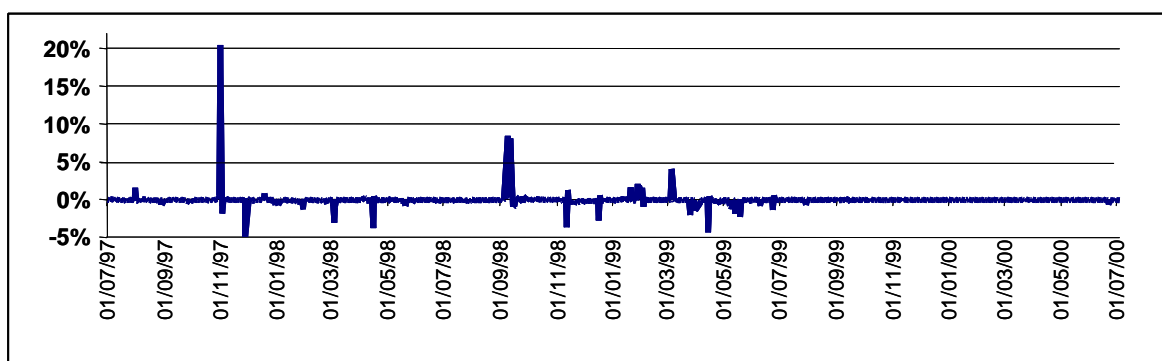


Gráfico III



Tal assimetria de retornos pode ser quantificada. Enquanto o desvio padrão dos retornos contínuos foi de 0,98% a.d., o semidesvio padrão positivo (medida do erro dos retornos positivos em relação à média) foi de 1,23% a.d. e o semidesvio padrão negativo foi de apenas 0,58% a.d.. Considerando uma taxa inicial em torno de 19% a.a., um semidesvio positivo representa alta de 1,47% a.a. na taxa, e um semidesvio negativo representa queda de 0,69% a.a. Serão maiores, portanto, as perdas financeiras decorrentes de inesperadas e repentinas altas do que os resultados decorrentes de movimentos de mercado no sentido oposto. Investidores racionais irão incorporar a probabilidade de tais eventos na precificação de instrumentos pré-fixados.

A possibilidade de ganhos sistemáticos no mercado de DI futuro parece similar ao fenômeno identificado por FRALETTI (1999) no mercado de

dólar futuro no Brasil no período de 1995 a 1997. O viés de alta observado nos preços não representa, entretanto, oportunidade de arbitragem. O risco de um substancial salto discreto para cima existe e é reconhecido pelo mercado. Por serem tais eventos pouco freqüentes é provável que o resultado positivo da estratégia observado no período recente seja decorrente de um problema estatístico (seleção do período ou inexistência de dados). A amostra pode não ser suficientemente longa para incluir os cenários desastrosos que podem vir a se materializar. Este tipo de situação é conhecido na literatura como *peso problem* (fenômeno assim denominado em alusão às fortes e esporádicas desvalorizações observadas na taxa de câmbio do peso mexicano).

Nestas condições, a distribuição de retornos esperados será tanto mais assimétrica quanto maior a probabilidade de ocorrência de crises, variando à

medida que as expectativas dos agentes econômicos sejam revistas. A taxa pré tenderá a ser um previsor viesado da taxa pós no curto prazo sem que isto invalide a hipótese de eficiência do mercado. Adicionalmente, se o processo formador de taxas não segue um *random walk*, fica comprometida a aplicabilidade no Brasil de modelos de precificação de opções e modelos paramétricos de *value-at-risk* para gestão de riscos de mercados.

NELSON, C.R. The Term Structure of Interest Rates: Theories and Evidence. In: BICKNER, J.L. (ed.) *Handbook of Financial Economics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1979.

STARTZ, R. Do Forecast Errors or Term Premia Really Make the Difference Between Long and Short Rates? *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, 1982. n. 10.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BREALEY, R. A. e MYERS, S. C. *Principles of corporate finance*. 2. ed. New York: Mc Graw-Hill Book Company, 1984.

COPELAND, T.E. e WESTON, J.F. *Financial Markets and Corporate Strategy*, 3. ed. USA: Addison Weley Publishing, 1988.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Chicago, 1970. n. 25.

_____. Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, 1976. n. 3.

_____. The Information in the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, 1984. n. 13.

FISCHER, I. Appreciation and Interest. *Publications of the American Economic Association*, Nashville: American Economic Association, 1896.

FRALETTI, P. B. Estrutura Temporal das Taxas de Juros em US Dólar no Mercado Doméstico. In: SECURATO, J.R. (coord.) *Cálculo Financeiro das Tesourarias – Bancos e Empresa*. São Paulo: Saint Paul Institute of Finance, 1999. Cap. XI.

HICKS, J.R. *Value and capital*. 2. ed. London: Oxford University Press, 1946.

IBBOTSON R.G. e SINQUEFIELD R.A. *Stocks, Bonds, Bills and Inflation: The Past and the Future*. Charlottesville-Virginia: Financial Analysts Research Foundation, 1982.