

Retornos de ativos e inflação: a experiência brasileira

Uriel de Magalhães*

1. Introdução; 2. O modelo teórico utilizado; 3. Os dados empregados; 4. Análise dos resultados encontrados; 5. Conclusões.

Este artigo estuda a relação entre os retornos nominais de diversos ativos e a inflação. Num contexto fisheriano, a taxa de inflação observada é decomposta em suas componentes *esperada* e *não-esperada*. De acordo com essa visão conceitual, investigamos o comportamento de diferentes tipos de ativos como coberturas com relação a ambas as componentes da taxa de inflação, na economia brasileira, na última década.

Os resultados encontrados mostram que as letras do tesouro, outros títulos de renda fixa, títulos indexados, a renda do capital humano e, mesmo, as ações representam uma boa cobertura contra a inflação *esperada*. Por outro lado, imóveis, ações, títulos de renda fixa e títulos indexados apresentam alguma capacidade de cobrir – embora em graus variados – a componente *não-esperada* da inflação. Concluímos o trabalho empírico fazendo algumas comparações com a experiência norte-americana a esse respeito.

1. Introdução

O objetivo deste trabalho é testar a capacidade de diferentes ativos como cobertura de risco com relação às componentes *esperada* e *não-esperada* da taxa de inflação – um tema de evidente interesse no Brasil, dadas as características de nosso processo inflacionário, persistente e de difícil controle.

2. O modelo teórico utilizado

Para qualquer ativo, os retornos nominais esperados englobam inferências que o mercado faz acerca das taxas de inflação *esperada*.¹ Assim, caso o mercado seja

* Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas. O autor agradece o apoio financeiro e institucional da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro à realização deste estudo.

¹ Veja Fisher (1930).

informacionalmente eficiente,² determinará o preço de qualquer ativo j de modo que o retorno nominal esperado desse ativo, entre os momentos $(t - 1)$ e t , seja a soma de um retorno real esperado de equilíbrio e da melhor estimativa possível da taxa de inflação esperada entre $(t - 1)$ e t .

Tem-se, portanto:³

$$E(\bar{R}_{jt}/\phi_{t-1}) = E(\bar{i}_{jt}/\phi_{t-1}) + E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1}), \quad (1)$$

sendo:

\bar{R}_{jt} = taxa de retorno nominal do ativo j entre $(t - 1)$ e t ;

$E(\bar{i}_{jt}/\phi_{t-1})$ = taxa de retorno real de equilíbrio apropriada do ativo j , com base em ϕ_{t-1} ;

ϕ_{t-1} = conjunto de informações disponíveis (e relevantes) em $(t-1)$;

$E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1})$ = melhor estimativa possível do valor esperado da taxa de inflação $\bar{\Delta}_t$ que pode ser feita com base em ϕ_{t-1} ;

\sim = usado para representar variáveis aleatórias.

É importante notar que \bar{i}_{jt} incorpora um ajustamento de risco que diferencie o retorno esperado do ativo j com relação aos retornos dos demais ativos.

Com base na tradição fisheriana, toma-se como hipótese que $E(\bar{i}_{jt}/\phi_{t-1})$ e $E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1})$ são não-correlacionadas.⁴ Portanto, dada uma medida aceitável de $E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1})$, pode-se testar a hipótese conjunta de que o mercado é eficiente e de que o retorno real esperado e a taxa de inflação esperada variam de forma independente através das estimativas dos coeficientes (α_j, β_j) da equação abaixo, via análise de regressão.⁵

$$\bar{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1}) + \tilde{\epsilon}_{jt} \quad (2)$$

onde $\tilde{\epsilon}_{jt}$ representa os resíduos e $\hat{\beta}_j$ estatisticamente igual a 1 seria evidência empírica compatível com a verificação da hipótese conjunta referida acima.⁶

² Veja Fama (1975).

³ Veja Fama & Schwert (1977).

⁴ O que permite o estudo das relações entre retornos de ativos e inflação sem a introdução de um modelo completo de equilíbrio geral para os retornos reais esperados.

⁵ Tal modelo foi aplicado por Fama (1975) e Brito (1979) para estudar a hipótese conjunta, mencionada, no caso do mercado de letras do tesouro.

⁶ Supondo, certamente, que as condições usuais de um modelo de regressão sejam atendidas, em especial a de ausência de correlação serial significativa dos resíduos. Usa-se $\hat{\beta}_j$ para representar estimativas.

Dado o interesse, também, em se determinar até que ponto os retornos de ativos, em t , refletem a componente não-antecipada⁷ da taxa de inflação entre $(t - 1)$ e t , isto é, $[\bar{\Delta}_t - E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1})]$, o modelo a ser efetivamente estimado, via análise de regressão, é:⁸

$$\bar{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1}) + \gamma_j [\Delta_t - E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1})] + \tilde{\eta}_{jt}, \quad (3)$$

onde γ_j é um coeficiente a ser estimado e $\tilde{\eta}_{jt}$ representa os resíduos.

De acordo com o modelo fisheriano, todos os ativos deveriam apresentar $\beta_j = 1$, embora diferentes hipóteses possam ser aceitavelmente criadas acerca de γ_j , para diferentes ativos, dependendo, em grande parte, da intuição do pesquisador. Caso um ativo qualquer apresentasse $\beta_j = \gamma_j = 1$, representaria uma cobertura completa com relação à inflação — tanto em termos da componente esperada quanto da não-esperada.

Note-se que o fato de um ativo qualquer apresentar cobertura completa com relação à inflação não implica em que o retorno real desse ativo tenha variância nula, ou, mesmo, pequena. Tudo dependerá da magnitude do coeficiente de determinação da equação de regressão acima. Na verdade, poderia haver outros fatores significativos, além da inflação, como explicação da variação do retorno nominal do ativo.

Os testes empíricos baseados no modelo representado pela equação imediatamente anterior tornam necessária uma medida específica para a taxa de inflação esperada a cada período t , baseada nas informações disponíveis no período $(t - 1)$.

Fama (1975) aplicou o modelo fisheriano para o mercado de letras do tesouro, supondo ser constante, ao longo do tempo, o retorno real esperado desse ativo. Assim:

$$B_t = E(\bar{i}) + E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1}), \quad (4)$$

onde B_t é o retorno nominal associado a uma letra do tesouro com maturidade em t , conforme definido pelo mercado em $(t - 1)$. Portanto, tem-se:

$$E(\bar{\Delta}_t/\phi_{t-1}) = E(\bar{i}) + B_t \quad (5)$$

Essa relação pode ser testada com base nas estimativas dos coeficientes da seguinte equação de regressão.

$$\bar{\Delta}_t = \alpha + \beta B_t + \tilde{\xi}_t, \quad (6)$$

⁷ Tal componente é, por definição, não correlacionada com a taxa de inflação esperada.

⁸ Veja Fama & Schwert (1977).

onde, de acordo com a relação anterior, se deveria esperar que $\hat{\beta} = 1$ e $E(\xi_t/\phi_{t-1}) = 0$. Desse modo, B_t e ξ_t (resíduos) representariam as componentes esperada e não-esperada da taxa de inflação, respectivamente.

Fama utilizou dados mensais, para o período compreendido entre janeiro/1953 e julho/1971, tendo como resultado uma estimativa de β igual a 0,98, com desvio-padrão de 0,10, com os três primeiros coeficientes de autocorrelação serial dos resíduos próximos de zero – corroborando, pois, as hipóteses apresentadas acima. Resultados algo semelhantes foram encontrados por Brito (1979), para o Brasil, com dados mensais para o período agosto/1972 a novembro/1976. Neste último caso, $\hat{\beta} = 0,853$, com desvio-padrão de 0,26, tendo, porém, sido observado, para os resíduos, um significativo coeficiente de autocorrelação serial de ordem 1.

Brito interpretou, no entanto, os resultados encontrados de uma forma que nos parece apropriada. Desdobrou a taxa de juros real associada às letras do tesouro numa taxa real básica mais um prêmio de risco de inflação (dadas as características do processo inflacionário brasileiro, sendo que, no caso norte-americano, esta última componente poderia, talvez, ser desprezada). Assim, considerou seus resultados compatíveis com a hipótese conjunta de que, no Brasil, o mercado de letras do tesouro realiza expectativas eficientes de inflação, as taxas reais básicas são constantes e o nível (também associado ao risco) de inflação – bem como os prêmios de risco – seguem a mesma estrutura auto-regressiva.

Neste nosso estudo, estimamos, novamente, a equação de regressão anterior, para o período março/1972 a outubro/80, com dados mensais, encontrando β 's de 1,08 e 1, com desvios-padrão de 0,20 e 0,17, dependendo da medida particular de inflação utilizada – IGP (disponibilidade interna) ou ICVRJ, respectivamente. Observou-se, porém, de modo semelhante aos resultados de Brito, presença de autocorrelação serial nos resíduos – como já se deveria esperar – o que não permite que se aceite a hipótese conjunta de eficiência do mercado e de taxas de juros reais “totais” (i. e., incluindo o prêmio de risco) constantes. Considerou-se, porém, que, para o período analisado, este estudo corroborou os resultados encontrados por Brito, neste particular – embora sua interpretação da evidência empírica não seja, certamente, inquestionável (em particular, por exemplo, os dados podem ser compatíveis com hipóteses alternativas acerca da determinação da taxa de juros real de equilíbrio, em modelos, de certa forma, mais abrangentes).⁹

⁹ De modo semelhante a Fama e/ou Brito, estimou-se também, para o período amostral com que se trabalhou aqui, os β 's relativos a períodos trimestrais e semestrais. Tais estimativas serão apresentadas e comentadas na parte empírica deste trabalho. Nossos resultados foram semelhantes aos de Fama e/ou Brito, também nestes casos. Para testes da hipótese de constância da taxa de juros real de equilíbrio, em modelos mais gerais, vide Summers (1980) e Startz (1981). Os resultados encontrados, nestes casos, embora contrariando a visão simplista de Fama, podem ser interpretados como evidência da relevância em se considerar prêmios de risco de inflação na determinação das taxas de juros reais.

Para os propósitos pretendidos, então, o resultado empírico relevante é o de que a estimação da última equação de regressão apresentada acima é compatível com a proposição de que variações na taxa de juros nominal associada às letras do tesouro, B_t , correspondem a variações na taxa de inflação esperada; $E(\tilde{\Delta}_t/\phi_{t-1})$, no período analisado.

Assim, é possível se usar a taxa de retorno nominal (determinada em $t - 1$) de uma letra do tesouro que vence ao final do período t como *proxy* para a taxa de inflação esperada para o período t , sendo a taxa de inflação não-esperada medida por $(\Delta_t - B_t)$, onde Δ_t é a taxa de inflação observada entre $(t - 1)$ e t .

Portanto, finalmente, tem-se a equação de regressão a ser efetivamente usada nos testes empíricos acerca da cobertura relativa das rentabilidades nominais de diferentes ativos com relação à inflação.¹⁰

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j B_j + \gamma_j (\Delta_t - B_t) + \tilde{\eta}_{jt} \quad (7)$$

3. Os dados empregados

Trabalhou-se com dados mensais, trimestrais e semestrais, sendo o período global mais longo aquele compreendido entre março/1972 e outubro/1980, inclusive. Como medidas de inflação observada, utilizou-se, basicamente, o IGP (índice geral de preços – disponibilidade interna) e o ICVRJ (índice de custo de vida ao Rio de Janeiro) – sendo este último, de certa forma, mais apropriado, como deflator de rentabilidades nominais de ativos, já que o objetivo de qualquer investimento é o consumo. No caso do ativo “imóveis”, em dados trimestrais, a disponibilidade das rentabilidades nominais para a cidade de São Paulo fez com que se empregasse, ainda, o ICVSP (índice de custo de vida de São Paulo) como medida alternativa de inflação.

Como medida de inflação esperada, trabalhando-se com dados mensais, utilizou-se a rentabilidade nominal associada às taxas de desconto médias, conforme negociação no mercado secundário, no primeiro dia útil de cada mês, para o conjunto de letras do tesouro com maturidade ao final do mês. No caso de dados trimestrais e semestrais, a inflação esperada foi aproximada pela rentabilidade (média) trimestral ou semestral, respectivamente, das LTNs de 91 dias ou 182 dias de maturidade, conforme o caso, negociadas no primeiro leilão de cada trimestre ou semestre, no mercado primário. Estudou-se a rentabilidade nominal, como cobertura com relação à inflação – veja equação 7, da seção 2 – para os seguintes ativos:¹¹ imóveis, ações, capital humano (através da renda gerada – salários),

¹⁰ Veja Fama & Schwert (1977).

¹¹ Não se levou em consideração as diferenças de tratamento tributário entre os ativos considerados.

títulos indexados pela correção monetária, títulos indexados pela correção cambial e títulos de renda fixa (letras de câmbio e letras do tesouro nacional).

As rentabilidades nominais desses diferentes ativos foram tratadas como taxas aritméticas periódicas (mensais, trimestrais ou semestrais).

As rentabilidades nominais dos diferentes ativos foram aproximadas com base nos seguintes indicadores:

1. *Imóveis*. Em dados *mensais*, utilizou-se o índice de preços ao consumidor de “habitação” do Rio de Janeiro, uma componente do índice de custo de vida local. Tal índice incorpora os preços de habitação quer em termos de alugueis quer em termos de aquisição de moradias (vide *Conjuntura Econômica*, jun. 74, p. 166). Embora, em grande parte, reflita a correção monetária de alugueis e de amortizações da compra de imóveis provenientes do passado, apresenta, também, em sua variação, a influência de valores *definidos em mercado* no que se refere a *novos* alugueis e *novas* aquisições de imóveis a cada período – o que justifica sua utilização, além do fato de ser a única *proxy* disponível, em dados mensais, para o período global com que se trabalhou. Supõe-se, ainda, que a rentabilidade para os aplicadores em imóveis esteja diretamente ligada à variação relativa de custos para os usuários.

Em dados *trimestrais*, dispunha-se de séries de rentabilidades nominais para as cidades do Rio de Janeiro e São Paulo, com possibilidade de normalização por área média, em m², dos imóveis, a cada período, incluindo (Rio), ou não (São Paulo), dados referentes a alugueis, com base em informações obtidas no Núcleo de Estudos Sobre Habitação e Urbanização (Nehurb – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro).

2. *Ações*. Utilizou-se, alternativamente, o IBV (muito volátil, com variações em grande parte influenciadas pelo comportamento das *blue-chips*), o IPBV (mais representativo do efetivo comportamento dos preços de ações em mercado, já que, embora compreendendo exatamente os títulos que compõem o IBV, que são os mais negociados, não pondera as variações de preços de cada uma dessas ações pela respectiva participação relativa nas negociações em pregão, como é o caso do IVB) e, ainda, uma carteira provavelmente mais representativa do mercado de ações do Rio (englobando tanto *blue-chips* quanto ações de segunda e terceira linhas), composta de 46 ações^{1 2} – conforme disponíveis no “banco de rentabilidades ajustadas para eventos”^{1 3}, em elaboração na BVRJ à época em que se realizou este estudo.

3. *Capital humano (salários)*. Tendo em vista a necessidade de uma série de dados relativamente longa – compatível com o período global com que se trabalhou –, optou-se pelo índice de salário médio da ABDIB (Associação Brasileira

^{1 2} Veja Anexo. A rentabilidade dessa carteira foi tomada como a média aritmética simples das rentabilidades dos títulos que a compõem.

^{1 3} Dividendos, bonificações e direitos de subscrição, a cada período. O IBV e o IPBV também são índices ajustados para eventos.

dos Dirigentes das Indústrias de Base), com base em janeiro de 1972. O indicador de salários para a indústria, em geral, conforme elaborado pela FIBGE, só está disponível a partir de 1976.

4. *Títulos indexados pelas correções monetária e/ou cambial.* É o caso de Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional, contratos de depósitos em “cadernetas de poupança”, debêntures ou certificados de depósito bancário com correção monetária, basicamente. A rentabilidade nominal de tais títulos é determinada pelas “correções” envolvidas, mais uma taxa de juros “real”, e feito, ainda, um ajustamento para o eventual ágio ou deságio na negociação, de acordo com as condições do mercado.

Neste trabalho, considerou-se, apenas, as “correções” envolvidas, já que a taxa “real”, adicional, é constante (para um dado título), com uma certa faixa de valores possíveis (associada ao risco relativo do título em questão).¹⁴ Ignorou-se, também, eventuais ágios ou deságios, pela dificuldade em se obter percentuais representativos destes, periodicamente, para a série histórica com que se trabalhou.

5. *Títulos de renda fixa:* Em face da maior facilidade de acesso aos dados (já estavam disponíveis), trabalhou-se, aqui, com dados do mercado primário desses títulos — quando o ideal seria trabalhar com dados do mercado secundário, com as diferentes “famílias” de títulos em circulação, com diferentes prazos de vencimento e diferentes períodos remanescentes a vencer. Ignorou-se, também, para a periodicidade com que se trabalhou, eventuais custos de transação significativos das necessárias estratégias de compra e venda. A metodologia que se empregou para o cálculo das rentabilidades destes títulos atende, no entanto, aos propósitos mais gerais deste estudo.

Assim, para dados *mensais*, por exemplo, adotou-se:¹⁵

- a) rentabilidade nominal das letras de câmbio: taxa de rentabilidade mensal equivalente à taxa de rentabilidade anual média, para esses títulos, de prazo de maturação de um ano, emitidos no mês considerado;
- b) rentabilidade nominal de letras do tesouro: taxa de rentabilidade mensal equivalente às taxas de rentabilidade anuais médias, para esses títulos, de prazo de maturação de 91, 182 e 365 dias (separadamente), emitidos no mês considerado.¹⁶

¹⁴ Note-se que, se nestes casos tivéssemos optado por considerar as rentabilidades nominais desses títulos, incorporando uma taxa de juros “real”, além das correções monetária ou cambial, os α e β , em módulo, das regressões que tivessem essas rentabilidades nominais como variáveis dependentes seriam superiores aos calculados por nós exatamente no percentual de juros “real” tomado.

¹⁵ *Mutatis mutandis* para dados *trimestrais* ou *semestrais*, no caso das letras de câmbio

¹⁶ No caso dos títulos de 91 e 182 dias de prazo, em que há leilões semanais, considerou-se, alternativamente, as taxas médias do primeiro leilão de cada mês, bem como a média global dos diversos leilões do mês.

4. Análise dos resultados encontrados

A tabela 1 apresenta as regressões estimadas com base no modelo representado pela equação (7) do item 2, para dados *mensais*, sendo que as duas primeiras regressões referem-se apenas à validade em se tomar B_t , conforme anteriormente definida, como *proxy* para “inflação antecipada”.

Os principais resultados encontrados são:¹⁷

1. Os *imóveis* apresentaram evidência de boa cobertura com relação à inflação *não-esperada*, tanto em termos do coeficiente estimado quanto em termos de sua significância relativa.
2. As *ações*, se tomados por base o IBV e o IPBV, apresentaram evidência de boa cobertura com relação à *inflação não-esperada*, sobretudo no caso do IBV. Por outro lado, com base na carteira de 46 ações, de certo modo mais representativa do mercado, houve não apenas evidência de boa cobertura com relação à *inflação esperada* como, também, embora de forma um pouco mais fraca, com relação à *inflação não-esperada*.
3. A *renda do capital humano (salários)*, como não poderia deixar de ser, pela própria institucionalização de sua “correção” (cujas fórmulas, no entanto, mudaram bastante, ao longo da década passada), apresentou evidência de razoável cobertura com relação à *inflação*, tanto em sua componente *esperada* quanto naquela *não-esperada*.
4. Os *títulos indexados pela “correção monetária”* conseguiram uma cobertura, em média, para o período considerado, de cerca de 60% da *inflação esperada* e de 20% a 28% (conforme o deflator considerado) com relação à *componente não-esperada*, destacando-se a forte significância dos coeficientes estimados e os relativamente elevados R^2 das regressões.
5. Os *títulos indexados pela “correção cambial”* conseguiram uma *cobertura aproximadamente total*, para o período considerado, tanto em termos de *inflação esperada* quanto em termos de *inflação não-esperada*, destacando-se a forte significância dos coeficientes estimados e os relativamente elevados R^2 das regressões.
6. Os *títulos de renda fixa (letras de câmbio e LTNs)* apresentaram, de um modo geral, elevada cobertura com relação à *inflação esperada*, sendo essa cobertura aproximadamente integral no que se refere às LTNs. Neste caso, destaca-se, ainda, o “superajustamento” à *inflação esperada* das LTNs de 365 dias de prazo – títulos sabidamente muito sensíveis, com base na prática de operações no *open*, às mudanças nas expectativas do mercado com relação à *inflação* nos meses à frente. No caso das letras de câmbio, embora a cobertura com relação à *inflação esperada* seja de cerca de 65%, houve, porém, também, evidência de cobertura com relação à *inflação não-esperada* de cerca de 16%, fortemente significativa. De modo geral, a significância dos coeficientes relativos à *inflação esperada* e os R^2 das regressões

¹⁷ Embora, sem dúvida, a significância estatística não seja muito forte.

Tabela 1

Resultados da estimação do modelo com dados mensais

Regressões (1) e (2): $\bar{\Delta}_t = \alpha + \beta B_t + \xi_t$.Regressões (3) a (28): $\bar{R}_{jt} = \alpha_j \beta_j + B_t + \gamma_j (\Delta_t - B_t) + \tilde{\eta}_{jt}$ Δ_t = taxa de inflação, em t . B_t = retorno nominal de uma LTN, em t . \bar{R}_{jt} = retorno nominal do ativo j , em t . α, β, γ : coeficientes. $\xi_t, \tilde{\eta}_{jt}$ = resíduos.

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D - W$
(1) $\bar{\Delta}_t$ (IGP)	β	1,08229	0,20768	5,21141	0,2103	27,1587 $F(\text{tab}) = 3,84$	104 mar. 72 out. 80	0,02706	0,01629	0,2026	0,5688 ¹
	γ	-	-	-							
	α	0,00741	0,00549	1,61291							
(2) $\bar{\Delta}_t$ (ICVRJ)	β	1,00104	0,17223	5,81229	0,2488	33,7827 $F(\text{tab}) = 3,84$	104 mar. 72 out. 80	0,01861	0,01351	0,2415	0,6354 ¹
	γ	-	-	-							
	α	0,07527	0,00381	1,97531							
(3) $\bar{R}_{jt}(j = \text{imóveis})$ (IGP)	β	-0,11816	1,18968	-0,09932	0,0247	1,26801 $F(\text{tab}) = 3,00$	103 mar. 72 set. 80	0,84430	0,09189	0,0052	2,1537
	γ	0,90586	0,56980	1,58980							
	α	0,01174	0,02660	0,44139							
(4) $\bar{R}_{jt}(j = \text{imóveis})$ (ICVRJ)	β	-0,08985	1,19545	-0,07516	0,0154	0,78268 $F(\text{tab}) = 3,00$	103 mar. 72 set. 80	0,85237	0,09232	0,0042	2,0879
	γ	0,84715	0,67894	1,24776							
	α	0,01282	0,02681	0,47815							

(Continua)

Tabela 1 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	R^2	$D-w$
(5) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pelo IBV) (IGP)	β	0,18265	1,56408	0,11678	0,0202	1,04314 F (tab) = 3,00	104 mar. 72 out. 80	1,51768	0,12258	0,0008	1,8440
	γ	1,06852	0,74514	1,43398							
	α	0,00574	0,03501	0,16383							
(6) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pelo IBV) (ICVRJ)	β	0,26890	1,55398	0,17304	0,0314	1,63475 F (tab) = 3,00	104 mar. 72 out. 80	1,50045	0,12189	0,0123	1,8636
	γ	1,60790	0,89339	1,79978							
	α	0,00155	0,03503	0,04432							
(7) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pelo IPBV) (IGP)	β	0,51647	1,41161	0,36587	0,102	0,46270 F (tab) = 3,00	93 fev. 73 out. 80	0,95161	0,10283	-0,0117	1,8705
	γ	0,58032	0,64132	0,90488							
	α	0,01379	0,03339	0,41304							
(8) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pelo IPBV) (ICVRJ)	β	0,61411	1,41685	0,43344	0,0124	0,56470 F (tab) = 3,00	93 fev. 73 out. 80	0,94948	0,10271	-0,0095	1,8798
	γ	0,79598	0,78715	1,01123							
	α	0,01069	0,03396	0,31481							
(9) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pela carteira de 46 títulos) (IGP)	β	1,30325	1,41065	0,92387	0,0162	0,55903 F (tab) = 3,00	71 fev. 73 dez. 78	0,52109	0,08754	0,00193	1,7735
	γ	-0,20644	1,00724	-0,20496							
	α	0,00992	0,03221	0,30797							
(10) \bar{R}_{jt} ($j =$ ações; pela carteira de 46 títulos)	β	1,94914	1,41385	1,37861	0,0346	1,21858 F (tab) = 3,00	71 fev. 73	0,51327	0,08672	0,0206	1,7571
	γ	1,32828	1,14722	1,15782							

(11) \bar{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (IGP)	β	0,53765	0,40698	1,32107							
	γ	0,41387	0,19316	2,14262	0,0598	3,14825 F (tab) = 3,00	102 mar. 72 ago. 80	0,09553	0,03106	0,0409	1,9310
	α	0,01783	0,00906	1,96800							
(12) \bar{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (ICVRJ)	β	0,54429	0,41082	1,32491							
	γ	0,37886	0,23071	1,64212	0,0423	2,18553 F (tab) = 3,00	102 mar. 72 ago. 80	0,09731	0,03135	0,0230	1,9006
	α	0,01848	0,00917	2,01646							
(13) \bar{R}_{jt} (títs. indexados pela corr. monet.) (IGP)	β	0,61239	0,10510	5,82690							
	γ	0,20987	0,05007	4,19162	0,3464	26,7598 F (tab) = 3,00	104 mar. 72 out. 80	0,00685	0,00824	0,3335	0,4943 ¹
	α	0,00845	0,00235	3,58978							
(14) \bar{R}_{jt} (títs. indexados pela corr. monet.) (ICVRJ)	β	0,62937	0,10282	6,12084							
	γ	0,28153	0,05911	4,76241	0,3734	30,0900 F (tab) = 3,00	104 mar. 72 out. 80	0,00657	0,00806	0,3610	0,4978 ¹
	α	0,00788	0,00232	3,40059							
(15) \bar{R}_{jt} (j = títs. indexados pela corr. cambial) (IGP)	β	1,1103	0,3978	2,7909							
	γ	0,8375	0,1905	4,3954	0,2139	F (tab) = 3,00	mar. 72 nov. 79	0,0944	0,0307	0,2062	2,0046
	α	-0,0072	0,0089	-0,8088							
(16) \bar{R}_{jt} (títs. indexados pela corr. cambial) (ICVRJ)	β	1,1499	0,3644	3,1557							
	γ	1,3453	0,2069	6,5008	0,3407	25,8364 F (tab) = 3,00	103 mar. 72 nov. 79	0,0792	0,0281	0,3342	2,0554
	α	-0,0107	0,0082	-1,3037							
(17) \bar{R}_{jt} (j = LTNs de 91 dias) ² (IGP)	β	1,01950	0,02295	44,4275							
	γ	0,00943	0,01395	0,67629	0,9613	1006,02 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00021	0,00160	0,9604	1,6933
	α	0,00072	0,00054	1,33873							

(Continua)

Tabela 1 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D-w$
(18) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs de 91 dias) ² (ICVRJ)	β	1,01909	0,02291	44,4828	0,9613	1005,06 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00021	0,00160	0,9604	1,6741 ¹
	γ	0,00807	0,01305	0,61811							
	α	0,00074	0,00054	1,37683							
(19) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs de 182 dias) ² (IGP)	β	1,05168	0,02787	37,7307	0,9472	727,235 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00031	0,00195	0,9460	1,3356 ¹
	γ	-0,00430	0,01588	-0,27107							
	α	0,00108	0,00065	1,64887							
(20) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs 182 dias) ² (ICVRJ)	β	1,05131	0,02793	37,6466	0,9473	727,587 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00031	0,00195	0,9461	1,3282 ¹
	γ	-0,00565	0,01698	-0,33258							
	α	0,00109	0,00066	1,66377							
(21) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs de 365 dias) (IGP)	β	1,16494	0,03379	34,4720	0,9369	601,297 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00045	0,00237	0,9354	1,0981 ¹
	γ	0,01998	0,01925	1,03793							
	α	0,00024	0,00079	0,30444							
(22) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs de 365 dias) (ICVRJ)	β	1,16647	0,03377	34,5404	0,9372	604,870 F (tab) = 3,00	84 jan. 73 dez. 79	0,00045	0,00236	0,9357	1,1264 ¹
	γ	0,02543	0,02053	1,23867							
	α	0,00018	0,00080	0,22117							
(23) \bar{R}_{jt} ($j =$ LTNs de 91 dias) ³ (IGP)	β	1,00594	0,01994	50,4605	0,9680	1299,60 F (tab) = 3,00	89 mar. 72	0,00019	0,00147	0,9673	1,2272 ¹
	γ	0,00407	0,01520	0,26748							

(24) \bar{R}_{jt} (j = LTNs de 91 dias) ³ (ICVRJ)	γ	0,00486	0,01648	0,29503	0,9680	1299,84 F (tab) = 3,00	89 mar. 72 jul. 79	0,00019	0,00147	0,9673	1,2349 ¹
	α	0,00102	0,00044	2,31126							
	β	1,05642	0,02306	45,8130							
(25) \bar{R}_{jt} (j = LTNs de 182 dias) ³ (IGP)	γ	0,00401	0,01758	0,22785	0,9614	1071,34 F (tab) = 3,00	89 mar. 72 jul. 79	0,00025	0,00170	0,9606	1,11358 ¹
	α	0,00093	0,00051	1,81067							
	β	1,05656	0,02295	46,0312							
(26) \bar{R}_{jt} (j = LTNs de 182 dias) ³ (ICVRJ)	γ	0,00656	0,01906	0,34432	0,9614	1072,20 F (tab) = 3,00	89 mar. 72 jul. 79	0,00025	0,00170	0,9606	1,1452 ¹
	α	0,00092	0,00051	1,79685							
	β	0,65314	0,04197	15,5620							
(27) \bar{R}_{jt} (j = Letras de câmbio) (IGP)	γ	0,15679	0,02125	7,37820	0,7461	142,522 F (tab) = 3,00	100 mar. 72 jun. 80	0,00097	0,00317	0,7238	0,4893 ¹
	α	0,00996	0,00093	10,6556							
	β	0,65225	0,04403	14,8135							
(28) \bar{R}_{jt} (j = Letras de câmbio) (ICVRJ)	γ	0,16300	0,02557	6,37441	0,7026	125,109 F (tab) = 3,00	100 mar. 72 jun. 80	0,00107	0,00332	0,6765	0,4403 ¹
	α	0,01009	0,00098	10,2900							

$\bar{R}^2 = R^2$ ajustado para o n.º de graus de liberdade.

$D-W$: valor da estatística Durbin-Watson.

¹ Aceita-se a hipótese de autocorrelação serial positiva dos resíduos da regressão, ao nível de 5%.

² Rentabilidade nominal calculada com base no primeiro leilão de cada mês.

³ Rentabilidade nominal calculada com base na média de todos os leilões de cada mês.

foram muito elevados, com valores da estatística t e do R^2 um pouco menores no caso das regressões relativas às letras de câmbio.

Nas tabelas 2 e 3 apresentam-se os resultados referentes à aplicação do modelo a observações trimestrais e semestrais para as variações envolvidas, respectivamente.

De modo geral, os resultados encontrados foram semelhantes aos da aplicação do modelo a observações mensais. Destacam-se, no entanto, alguns resultados específicos. No caso de imóveis, o R^2 foi sensivelmente maior no caso de dados semestrais, com relação a dados trimestrais (sendo os dados utilizados comparáveis, referindo-se à pesquisa do Nehurb – PUC).

No caso de ações, por outro lado, as rentabilidades nominais calculadas com base no IPBV apresentaram alguma evidência de cobertura com relação à inflação *esperada*, na aplicação do modelo a dados trimestrais e semestrais, ao contrário do caso em que se usam dados mensais.

Os R^2 das regressões, por sua vez, conforme esperado, são em geral maiores quanto maior o período básico de observação (mensal x trimestral x semestral).

Estimou-se o modelo, ainda, com o uso de variáveis *dummies* para os períodos em que houve controle de preços significativo (ano de 1973) e taxa de juros livre no sistema financeiro nacional (abril/1976 a agosto/1979), de forma separada, não tendo ocorrido nenhuma mudança significativa nos resultados encontrados.

5. Conclusões

De modo semelhante ao trabalho de Fama & Schwert, para o mercado norte-americano, este estudo conclui que os títulos de renda fixa (letras de câmbio e LTNs) apresentaram evidência de grande cobertura com relação à inflação *esperada*, da mesma forma que imóveis, em ambos os estudos, apresentaram evidência de boa cobertura com relação à inflação *não-esperada*.

Ao contrário dos resultados revelados por Fama & Schwert, não se constatou, para o Brasil, que imóveis representem uma boa cobertura com relação à inflação *esperada*. Embora seja estranho, sem dúvida, tal resultado, tendo em vista puramente o senso comum a respeito do mercado imobiliário brasileiro, é importante notar, no entanto, que é compatível, por exemplo, com os resultados de um estudo de Vertes & Almonacid (1980), em que a rentabilidade *real* dos imóveis mostrou-se positiva (embora baixa), durante o período 1970-78. Afinal de contas, o fato de um ativo não apresentar boa cobertura com relação à inflação *esperada*, no conceito utilizado aqui, não significa, necessariamente, que sua rentabilidade *nominal* não possa superar a inflação *observada*, ao longo de um período

¹⁸ O que, aliás, ocorre em subperíodos expressivos do período global com que trabalhamos, no caso.

Tabela 2

Resultados da estimação do modelo com dados trimestrais

Regressões (1) a (5): $\bar{\Delta}_t = \alpha + \beta B_t + \bar{\xi}_t$

Regressões (6) à (31): $\bar{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j B_t + \gamma_j (\Delta_t - B_t) + \bar{\eta}_{jt}$

 $\bar{\Delta}_t$ = taxa de inflação, em t . B_t = retorno nominal de uma LTN, em t . \bar{R}_{jt} = retorno nominal do ativo j , em t . α, β, γ : coeficientes. $\bar{\xi}_t, \bar{\eta}_{jt}$ = resíduos.

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	D-W
(1) $\bar{\Delta}_t$ (IGP)	β	0,95025	0,26788	3,54731	0,3261	12,5834 F (tab) = 4,24	28 1.º trim./73 ² 4.º trim./79	0,03046	0,03423	0,2722	1,1187 ¹
	γ	-	-	-							
	α	0,02318	0,01916	1,21012							
(2) $\bar{\Delta}_t$ (ICVRJ)	β	0,94297	0,26549	3,56394	0,3282	12,7016 F (tab) = 4,24	28 1.º trim./73 ² 4.º trim./79	0,02972	0,03381	0,2745	1,2701 ¹
	γ	-	-	-							
	α	0,02316	0,01892	1,22406							
(3) $\bar{\Delta}_t$ (ICVSP)	β	0,87746	0,21360	4,10800	0,3936	16,8756 F (tab) = 4,24	28 1.º trim./73 ² 4.º trim./79	0,01937	0,02729	0,3451	1,2983
	γ	-	-	-							
	α	0,02286	0,01528	1,49612							
(4)	β	1,07762	0,24291	4,43639			32				

(Continua)

Tabela 2 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D-W$
(5) $\bar{\Delta}_t$ (IGP)	γ	—	—	—	0,3962	19,6815 F (tab) = 4,17	1.º trim./72 ² 4.º trim./79	0,03284	0,03309	0,3776	1,0705 ¹
	α	0,01174	0,01665	0,70508							
	β	1,08680	0,24287	4,47474							
(5) $\bar{\Delta}_t$ (ICVRJ)	γ	—	—	—	0,4003	20,232 F (tab) = 4,17	1.º trim./72 ² 4.º trim./79	0,03283	0,03308	0,3841	1,0595 ¹
	α	0,01023	0,01665	0,61409							
	β	0,14074	2,18896	0,06429							
(6) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel) (IGP)	γ	2,30146	1,86716	1,23260	0,0650	0,76480 F (tab) = 3,49	1.º trim./72 4.º trim./78	1,11501	0,22513	-0,0199	2,9527
	α	0,09687	0,13555	0,71464							
	β	-0,19416	2,24845	-0,08635							
(7) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel) (ICVRJ)	γ	0,28515	1,89511	0,15047	0,0015	0,01614 F (tab) = 3,49	1.º trim./72 4.º trim./78	1,19079	0,23265	-0,0892	2,8807
	α	0,14062	0,13788	1,01990							
	β	0,13799	2,17386	0,06348							
(8) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel) (IGP)	γ	2,28685	1,85427	1,23329	0,0651	0,76574 F (tab) = 3,49	1.º trim./72 2.º trim./78	1,09967	0,22357	-0,0198	2,9540
	α	0,09692	0,13462	0,71995							
	β	-0,19462	2,23300	-0,08716							
(9) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel) (ICVRJ)	γ	0,28509	1,88208	0,15148	0,0015	0,01638 F (tab) = 3,49	1.º trim./72 2.º trim./78	1,17448	0,23105	-0,0892	2,8820

(10) R_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel, por m^2) (IGP)	μ	0,21104	1,30112	-0,33112							
	γ	0,70138	1,28731	0,54484	0,0242	F (tab) = 3,55	0,22288	21 1.º trim./73 2.º trim./78	0,36472	0,14235	-0,0842 3,2893
	α	0,12270	0,09930	1,23562							
(11) R_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel, por m^2) (ICVRJ)	β	-0,64896	1,47881	-0,43884							
	γ	-0,38601	1,30277	-0,29630	0,0129	F (tab) = 3,55	0,11751	21 1.º trim./73 2.º trim./78	0,36894	0,14317	-0,0968 3,1007
	α	0,15756	0,09861	1,59785							
(12) R_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel, por m^2) (IGP)	β	-0,34944	1,47521	-0,23687							
	γ	0,68646	1,27907	0,53668	0,0237	F (tab) = 3,55	0,21890	21 1.º trim./73 2.º trim./78	0,36007	0,14143	-0,0848 3,2886
	α	0,12294	0,09867	1,24603							
κ_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel, por m^2) (ICVRJ)	β	-0,64647	1,46898	-0,44008							
	γ	-0,38392	1,29410	-0,29667	0,0129	F (tab) = 3,55	0,11808	21 1.º trim./73 2.º trim./78	0,36405	0,14221	-0,0968 3,1014
	α	0,15725	0,09795	1,60535							
(14) R_{jt} (j = imóveis; SP, s/aluguel) (IGP)	β	0,12890	1,48789	0,08664							
	γ	-0,38075	1,25123	-0,30430	0,0068	F (tab) = 3,68	0,05139	18 1.º trim./73 3.º trim./77	0,23212	0,12440	-0,1256 2,7283
	α	0,11142	0,09030	1,23391							
(15) R_{jt} (j = imóveis; SP, s/aluguel) (ICVSP)	β	0,19333	1,49891	0,12898							
	γ	0,34850	1,45418	0,23965	0,0045	F (tab) = 3,68	0,03380	18 1.º trim./73 3.º trim./77	0,23266	0,12454	-0,1282 2,6820
	α	0,09476	0,09163	1,03420							

(Continua)

Tabela 2 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D-W$
(16) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; SP, c/aluguel) (IGP)	β	0,12305	1,47950	0,08317	0,0067	0,05046 F (tab) = 3,68	18 1.º trim./73 3.º trim./77	0,22951	0,12370	-0,1257	2,7294
	γ	-0,37622	1,24418	-0,30238							
	α	0,11159	0,08979	1,24280							
(17) \bar{R}_{jt} (j =imóveis; SP, c/aluguel) (ICVSP)	β	0,18769	1,49031	0,12594	0,0046	0,03442 F (tab) = 3,68	18 1.º trim./73 3.º trim./77	0,23000	0,12383	-0,1281	2,6829
	γ	0,35233	1,44583	0,24369							
	α	0,09495	0,09110	1,04224							
(18) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IBV) (IGP)	β	0,03551	1,55974	0,02277	0,0266	0,28855 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,99177	0,19918	-0,0556	2,7350
	γ	0,86687	1,14113	0,75966							
	α	0,04735	0,11458	0,41326							
(19) \bar{R}_{jt} (j =ações; pelo IBV) (ICVRJ)	β	0,07059	1,53392	0,04602	0,0551	0,72870 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,95877	0,195583	-0,0205	2,7345
	γ	1,37135	1,13595	1,20723							
	α	0,03568	0,11272	0,31655							
(20) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IBV) (IGP)	β	1,25698	1,38378	0,90837	0,0320	0,41389 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,78062	0,17671	-0,0454	2,4445
	γ	0,08551	1,01240	0,08446							
	α	-0,00412	0,10165	-0,04057							
(21) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IBV) (ICVRJ)	β	1,28872	1,37375	0,93811	0,0465	0,60907 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,76900	0,17539	-0,0298	2,4552
	γ	0,63132	1,01734	0,62056							
	α	0,01677	0,10005	0,16677							

K_{jt} U = ações; pela carteira de 46 títulos) (IGP)	γ	0,09481	1,40900	0,06729	0,0578	F (tab) = 3,49	$\frac{0,61296}{2.^\circ \text{ trim./73}}$	0,50557	0,15899	0,0129	2,2175
	α	-0,00472	0,11282	-0,04185			$\frac{2.^\circ \text{ trim./73}}{4.^\circ \text{ trim./78}}$				
	β	1,93810	1,54374	1,25546							
(23) \tilde{R}_{jt} (j = ações; pela carteira de 46 títulos) (ICVRJ)	γ	0,82608	1,39597	0,59176	0,0738	F (tab) = 3,49	$\frac{0,79634}{2.^\circ \text{ trim./73}}$	0,49699	0,15764	0,0297	2,1737
	α	-0,03399	0,11211	-0,30320			$\frac{23}{4.^\circ \text{ trim./78}}$				
	β	0,7416	0,3730	1,9884							
(24) \tilde{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (IGP)	γ	0,0640	0,2729	0,2344	0,1373	F (tab) = 3,39	$\frac{1,9899}{1.^\circ \text{ trim./73}}$	0,0567	0,0476	0,1042	3,3091
	α	0,0465	0,0274	1,6987			$\frac{28}{4.^\circ \text{ trim./79}}$				
	β	0,7409	0,3733	1,9849							
(25) \tilde{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (ICVRJ)	γ	0,0436	0,2764	0,1576	0,1363	F (tab) = 3,39	$\frac{1,9726}{1.^\circ \text{ trim./73}}$	0,0568	0,0477	0,1032	3,2843
	α	0,0470	0,0274	1,7138			$\frac{28}{4.^\circ \text{ trim./79}}$				
	β	0,5846	0,1838	3,1809							
(26) \tilde{R}_{jt} (j = títs. in- dexados pela corr. monet.) (IGP)	γ	0,1395	0,1345	1,0373	0,3049	F (tab) = 3,39	$\frac{5,4842}{1.^\circ \text{ trim./73}}$	0,0138	0,0235	0,2783	1,7234
	α	0,0283	0,0135	2,0949			$\frac{28}{4.^\circ \text{ trim./79}}$				
	β	0,5871	0,1824	3,2181							
(27) \tilde{R}_{jt} (j = títs. in- dexados pela corr. monet.) (ICVRJ)	γ	0,1644	0,1351	1,2171	0,3156	F (tab) = 3,39	$\frac{5,7637}{1.^\circ \text{ trim./73}}$	0,0136	0,2329	0,2894	1,7283
	α	0,0277	0,0134	2,0669			$\frac{28}{4.^\circ \text{ trim./79}}$				
	β	0,5871	0,1824	3,2181							

(Continua)

Tabela 2 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D-W$
(28) \bar{R}_{jt} ($j =$ títs. indexados pela corr. cambial) (IGP)	β	1,1404	0,1755	6,4997	0,6883	26,4948 F (tab) = 3,39	27 1.º trim./73 3.º trim./79	0,0117	0,0221	0,6759	1,8428
	γ	0,6014	0,1487	4,0439							
	α	-0,0256	0,0130	-1,9728							
(29) \bar{R}_{jt} ($j =$ títs. indexados pela corr. cambial) (ICVRJ)	β	1,1547	0,1696	6,8090	0,7098	29,3501 F (tab) = 3,39	27 1.º trim./73 3.º trim./79	0,0109	0,0213	0,6982	2,0658
	γ	0,6520	0,1482	4,3984							
	α	-0,0270	0,0126	-2,1476							
(30) \bar{R}_{jt} ($j =$ letras de câmbio) (IGP)	β	0,7019	0,0511	13,7286	0,8839	95,2088 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,0011	0,0065	0,8795	0,7181
	γ	0,0708	0,0374	1,8930							
	α	0,0261	0,0038	6,9440							
(31) \bar{R}_{jt} ($j =$ letras de câmbio) (ICVRJ)	β	0,7029	0,0503	13,9761	0,8878	98,8589 F (tab) = 3,39	28 1.º trim./73 4.º trim./79	0,0010	0,0064	0,8835	0,7329
	γ	0,0795	0,0372	2,1336							
	α	0,0259	0,0037	7,0025							

$\bar{R}^2 = R^2$ ajustado para o n.º de graus de liberdade.

$D-W$: valor da estatística Durbin-Watson.

¹ Aceita-se a hipótese de autocorrelação serial positiva dos resíduos da regressão, ao nível de 5%.

² Essas regressões geram as séries de "inflação antecipada" utilizadas nas regressões referentes a rentabilidades nominais de ativos em que os dados disponíveis começam nos primeiros trimestres de 1972 e 1973, respectivamente.

Tabela 3

Resultados da estimação do modelo com dados semestrais

Regressões (1) a (3): $\tilde{\Delta}_{jt} = \alpha + \beta B_t + \tilde{\xi}_t$

Regressões (4) a (25): $\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j B_t + \gamma_j (\Delta_t - B_t) + \tilde{\eta}_{jt}$

 $\tilde{\Delta}_t$ = taxa de inflação, em t . B_t = retorno nominal de uma LTN, em t . \tilde{R}_{jt} = retorno nominal do ativo j , em t . α, β, γ : coeficientes $\tilde{\xi}_t, \tilde{\eta}_{jt}$ = resíduos.

	Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\tilde{R}^2	$D-W$
(1)	$\tilde{\Delta}_{jt}$ (IGP)	β	0,9916	0,5712	2,6715	0,3719	7,1371 F (tab) = 4,75	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0652	0,0737	0,3729	1,4894
		γ	-	-	-							
		α	0,0436	0,0559	0,7795							
(2)	$\tilde{\Delta}_{jt}$ (ICVRJ)	β	0,9880	0,3611	2,7363	0,3842	7,4874 F (tab) = 4,75	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0617	0,0717	0,3842	1,4555
		γ	-	-	-							
		α	0,0429	0,0544	0,7893							
(3)	$\tilde{\Delta}_{jt}$ (ICVSP)	β	0,9294	0,2682	3,4653	0,5002	12,0081 F (tab) = 4,75	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0340	0,0532	0,5002	1,4267
		γ	-	-	-							
		α	0,0405	0,0404	1,0024							

(Continua)

Tabela 3 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R ²	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	D-W
(4) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel) (IGP)	β	-1,1811	1,4513	-0,8138	0,1753	0,7439 F (tab) = 4,74	10 2.º sem./73 1.º sem./78	0,2861	0,2022	0,0722	2,3682
	γ	0,8298	1,3054	0,6356							
	α	0,3479	0,2000	1,7392							
(5) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, s/aluguel) (ICVRJ)	β	-1,3446	1,4514	-0,9264	0,1411	0,5751 F (tab) = 4,74	10 2.º sem./73 1.º sem./78	0,2980	0,2063	0,0337	2,4010
	γ	0,4435	1,3393	0,3311							
	α	0,3797	0,1990	1,9082							
(6) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel, por m ²) (IGP)	β	-1,1811	1,4511	-0,8139	0,1753	0,7439 F (tab) = 4,74	10 2.º sem./73 1.º sem./78	0,2861	0,2022	0,0722	2,3682
	γ	0,8297	1,3053	0,6356							
	α	0,3479	0,2000	1,7393							
(7) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; RJ, c/aluguel, por m ²) (ICVRJ)	β	-1,3446	1,4513	-0,9265	0,1411	0,5752 F (tab) = 4,74	10 2.º sem./73 1.º sem./78	0,2979	0,2063	0,0337	2,4010
	γ	0,4435	1,3392	0,3312							
	α	0,3797	0,1989	1,9083							
(8) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; SP, s/aluguel) (IGP)	β	-0,0770	1,4297	-0,0538	0,0179	0,0548 F (tab) = 5,14	9 2.º sem./73 2.º sem./77	0,2163	0,1898	-0,1224	3,5467
	γ	0,4282	1,3491	0,3174							
	α	0,2215	0,1880	1,1785							
(9) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; SP, s/aluguel) (ICVSP)	β	0,0667	1,3842	0,0482	0,0962	0,3193 F (tab) = 5,14	9 2.º sem./73 2.º sem./77	0,1990	0,1821	-0,0330	3,3667
	γ	1,3468	1,6981	0,7931							
	α	0,1807	0,1846	0,0000							

(10) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; SP, c/aluguel) (IGP)	γ	0,4288	1,3420	0,3195	0,0183	0,0558 F (tab) = 5,14	$\frac{9}{2.º \text{ sem./73}}$ $\frac{9}{2.º \text{ sem./77}}$	0,2140	0,1888	-0,1220	3,5462
	α	0,2219	0,1870	1,1868							
	β	0,0620	1,3764	0,0451							
(11) \bar{R}_{jt} (j = imóveis; SP, c/aluguel) (ICVSP)	γ	1,3458	1,6886	0,7970	0,0971	0,3228 F (tab) = 5,14	$\frac{9}{2.º \text{ sem./73}}$ $\frac{9}{2.º \text{ sem./77}}$	0,1968	0,1811	-0,0319	3,3670
	α	0,1801	0,1836	0,9813							
	β	-0,1002	1,1798	-0,0849							
(12) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IBV) (IGP)	γ	1,3584	0,9175	1,4805	0,1667	1,1004 F (tab) = 3,98	$\frac{14}{1.º \text{ sem./73}}$ $\frac{14}{2.º \text{ sem./79}}$	0,6036	0,2342	0,0973	2,5501
	α	0,0836	0,1821	0,4591							
	β	-0,0912	1,1226	-0,0812							
(13) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IBV) (ICVRJ)	γ	1,6960	0,8975	1,8896	0,2546	1,7902 F (tab) = 3,98	$\frac{14}{1.º \text{ sem./73}}$ $\frac{14}{2.º \text{ sem./79}}$	0,5464	0,2229	0,1925	2,5195
	α	0,0700	0,1734	0,4038							
	β	1,0679	1,1761	0,9080							
(14) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IPBV) (IGP)	γ	0,5583	0,9147	0,6104	0,0976	0,5949 F (tab) = 3,98	$\frac{14}{1.º \text{ sem./73}}$ $\frac{14}{2.º \text{ sem./79}}$	0,5997	0,2335	0,0224	2,7455
	α	-0,0099	0,1815	-0,0546							
	β	1,0736	1,1505	0,9332							
(15) \bar{R}_{jt} (j = ações; pelo IPBV) (ICVRJ)	γ	0,8656	0,9197	0,9411	0,1366	0,8699 F (tab) = 3,98	$\frac{14}{1.º \text{ sem./73}}$ $\frac{14}{2.º \text{ sem./79}}$	0,5738	0,2284	0,0647	2,7256
	α	-0,0227	0,1777	-0,1279							

(Continua)

Tabela 3 (Continuação)

Variáveis dependentes das regressões	Variáveis independentes (coeficientes)	Coefficiente estimado	Desvio-padrão	Estatística T	R^2	Estatística F	Número de observações	Soma dos quadrados dos desvios	Erro-padrão da regressão	\bar{R}^2	$D-w$
(16) \bar{R}_{jt} (j = ações; pela carteira de 46 títulos) (IGP)	β	2,16577	1,80391	1,20060	0,1553	0,73533 F (tab) = 4,46	11 2.º sem./73 2.º sem./78	0,55926	0,26440	0,0615	2,4753
	γ	0,69460	1,76495	0,39355							
	α	-0,07362	0,28354	-0,25964							
(17) \bar{R}_{jt} (j = ações; pela carteira de 46 títulos) (ICVRJ)	β	2,52017	1,76927	1,42441	0,2042	1,02663 F (tab) = 4,46	11 2.º sem./73 2.º sem./78	0,52685	0,25662	0,1158	2,3703
	γ	1,41777	1,74974	0,81027							
	α	-0,14421	0,27955	-0,51587							
(18) \bar{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (IGP)	β	0,6777	0,1679	4,0360	0,6463	10,0514 F (tab) = 3,98	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0122	0,0333	0,6168	1,4265
	γ	0,2584	0,1306	1,9790							
	α	0,0973	0,0259	3,7542							
(19) \bar{R}_{jt} (j = renda do trabalho) (ICVRJ)	β	0,6788	0,1658	4,0934	0,6550	10,4438 F (tab) = 3,98	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0119	0,0329	0,6263	1,6591
	γ	0,2747	0,1326	2,0719							
	α	0,0968	0,0256	3,7783							
(20) \bar{R}_{jt} (j = títs. indexados pela corr. monet.) (IGP)	β	0,5533	0,2489	2,2245	0,3154	2,5340 F (tab) = 3,98	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0268	0,0494	0,2584	2,8242
	γ	0,0698	0,1935	0,3606							
	α	0,0649	0,0384	1,6891							
(21) \bar{R}_{jt} (j = títs. indexados pela corr. monet.) (ICVRJ)	β	0,5538	0,2482	2,2312	0,3185	2,5704 F (tab) = 3,98	14 1.º sem./73 2.º sem./79	0,0267	0,0493	0,2617	2,8565
	γ	0,0843	0,1984	0,4247							
	α	0,0643	0,0383	1,6768							

suficientemente longo.¹⁸ Não se pode descartar, certamente, que a duvidosa qualidade dos dados utilizados neste estudo, no que se refere às rentabilidades de imóveis, tenha influído nos resultados encontrados.

Ainda de modo inteiramente contrário ao estudo de Fama & Schwert, as ações, no Brasil, apresentaram uma razoável evidência de cobertura com relação tanto à inflação esperada quanto à não esperada.

Por outro lado, alguns resultados encontrados neste estudo relacionam-se diretamente a marcantes características institucionais do mercado brasileiro. Assim é que, em grande parte, a renda do trabalho apresentou-se como uma boa cobertura com relação a inflação esperada e, mesmo, à não-esperada (ao contrário dos resultados de Fama & Schwert para os EUA, em que tal relação é muito pouco significativa).

Além disso, os títulos indexados pela correção cambial, uma característica de nosso mercado de capitais, apresentaram-se, no que se refere especificamente a essa componente de sua rentabilidade nominal, como coberturas quase perfeitas tanto com relação à inflação esperada quanto à componente não esperada da taxa de inflação — sendo superiores, nesse particular, mesmo com relação aos títulos indexados pela correção monetária.

Anexo

Lista de 46 títulos negociados na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no período fev. 73/dez. 78

(Disponíveis no “Banco de Rentabilidades Ajustadas para Eventos” da BVRJ no início de fev./81).

- AGGS Indústrias Gráficas S.A.
OP e PP
- Cia. Bozano Simonsen Comércio e Indústria
OP e PP
- Cia. Brasileira de Energia Elétrica
OP
- Casa José Silva Confecções S.A.
OP e PP
- Cia. Souza Cruz Indústria e Comércio
OP
- Cia. Siderúrgica Nacional
PP e PN
- Cia. de Ferro Ligas da Bahia S.A.
PE, OE e PP

- Cia. Ferro Brasileiro
OP e PP
- Cia. Vale do Rio Doce
PP e PN
- Cia. Brasileira de Petróleo Ipiranga
OP, PP, ON e PN
- Construtora Mendes Jr. S.A.
PP
- Ericsson do Brasil Comércio e Indústria S.A.
OP, ON e OE
- Eternit S.A.
OP
- Fertilul S.A.
OP, PP, ON e PN
- Gomes de Almeida Fernandes S.A.
OE
- Light Serviços de Eletricidade S.A.
OP e ON
- Mannesmann S.A.
OP e PP
- Petróleo Brasileiro S.A.
ON, PP, PN
- Tecnosolo Engenharia e Tecnologia de Solos e Materiais S. A.
OP e PP
- Varig S.A.
PP, PN e ON
- Veplan – Residência – Empreendimentos e Construções S. A.
OE e PE
- White Martins S. A.
OP

Abstract

This paper studies the relationship between nominal returns of several assets and inflation. In a Fisherian context, the observed inflation rate is decomposed in its *expected* and *unexpected* components. According to this conceptual framework, we investigate the relative performance of different kinds of assets as hedges against

both components of the inflation rate, in the Brazilian economy, in the last decade.

Estimates show that treasury bills, indexed and non indexed bonds, human capital income, and even stocks make a good hedge against *expected* inflation. On the other hand, real state, stocks, indexed and non indexed bonds make some hedge – although in different degrees – against *unexpected* inflation. We conclude the empirical work with some comparison with the United States experience in this respect.

Referências bibliográficas

Brito, Ney R. O. O processo inflacionário e o mercado de letras do tesouro nacional *Revista Brasileira de Economia*, 33 (2) abr./jun. 1979.

Fama, E. F. Short-term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review* p. 269-82, June 1975.

_____ & Schwert, G. W. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, p. 115-46, Nov. 1977.

Fisher, I. *The theory of interest*. New York, Augustus M. Kelley, 1965. (reimp. de 1930.)

Startz, Richard. Unemployment and real interest rates: econometric testing of inflation neutrality. *American Economic Review*, p. 969-77, Dec. 1981.

Summers, L. H. *The non-adjustment of nominal interest rates: a study of the fisher effect*. MIT e NBER, Aug. 1980. mimeogr.

Vertes, Peter & Almonacid, R. D. *A eficiência do processo de formação e alocação de poupanças no Brasil*. Pesquisa realizada para a Comissão de Valores Mobiliários, 1980. mimeogr.