

## Mobilidade de capital internacional no Brasil\*

Marcos Costa Holanda<sup>§</sup>  
Mileno Tavares Cavalcante<sup>□</sup>

### RESUMO

O artigo procura medir o grau de abertura da economia brasileira aos capitais estrangeiros entre 1987 e 1996 a partir das paridades coberta e descoberta da taxa de juros. A paridade descoberta é estimada com base em duas séries de expectativa de variação cambial, expectativas extrapolativas e racionais. Apenas os resultados obtidos com a paridade coberta suportam a hipótese de perfeita mobilidade de capital. As estimações das paridades de juros permitem ainda a decomposição do risco cambial em seus componentes de risco do país e risco da moeda.

**Palavras-chave:** mobilidade de capital, paridades de juros, risco cambial, Brasil.

### ABSTRACT

The main objective of this paper is to measure the degree of Brazilian economy's openness to foreign capital flows between 1987 and 1996. The covered (CIP) and uncovered (UIP) interest parities were used as capital mobility indicators. The use of two series of exchange rate expectation, estimated according to the extrapolative and rational hypothesis allowed the estimation of UIP. Only the CIP results support the perfect capital mobility hypothesis. The estimates of the interest parities allow the decomposition of the exchange rate risk in two components: country risk and currency risk.

**Key words:** capital mobility, interest rate parities, exchange rate risk, Brazil.

**JEL classification:** F32, F36 e G15

---

\* Somos gratos pelas valiosas sugestões e comentários feitos pelos dois pareceristas anônimos dessa revista. Erros remanescentes são de total responsabilidade dos autores.

§ Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - CAEN-UFC.

□ Departamento de Teoria Econômica da Universidade Federal do Ceará.

Recebido em maio de 2000. Aceito em abril de 2001.

## 1 Introdução

É fato que a economia brasileira, ao longo dos últimos anos, tem experimentado um ingresso significativo de capitais estrangeiros, especialmente quando comparado ao que se observou nos anos 80. Esta década foi marcada por uma forte escassez destes capitais, consequência da crise de endividamento externo, da existência de uma legislação restritiva ao capital estrangeiro e de um mercado de câmbio controlado.<sup>1</sup>

Tais restrições começaram a ser reduzidas a partir do final de 1988, com a criação do 'dólar-turismo' e a operacionalização da Carta Circular nº 5 (CC5) do Banco Central do Brasil, que regulava o movimento de capitais de não-residentes no País. O surgimento do mercado de câmbio flutuante, logo a seguir, consolidou o processo de abertura da economia aos mercados financeiros internacionais.<sup>2</sup>

A questão que se coloca é se com o advento de condições mais favoráveis aos fluxos de capitais estrangeiros a economia brasileira tornou-se ou não financeiramente integrada à economia mundial. Ou, de forma mais precisa, qual seria o grau de sua integração aos mercados financeiros externos.

No nível internacional, há vários estudos empíricos sobre a extensão do grau de integração financeira entre países. Tais estudos fazem uso de várias medidas de mobilidade de capital com o intuito de verificar se as economias sob análise podem ou não ser vistas como financeiramente integradas. Entre as metodologias utilizadas merecem ser citadas a condição de Feldstein-Horioka, correlação entre poupança e investimento, testes de arbitragem no mercado de câmbio, paridades coberta e descoberta da taxa de juros e modelos de decisão intertemporal de consumo.<sup>3</sup> No nível doméstico, os trabalhos de Garcia e Barcinski (1997) e Carneiro (1997) utilizam séries de desvios da paridade coberta dos juros em análise do fluxo de capital externo no País nos anos 90. O presente artigo procura medir o grau de mobilidade do capital externo na economia brasileira a partir das medidas de mobilidade representadas pelas paridades coberta e descoberta dos juros. Diferente dos trabalhos de Garcia e Carneiro, a ocorrência das paridades é testada não em função da construção de séries de desvio dos juros, mas pela estimação e teste das equações que definem tais paridades.

---

1 Não se deve esquecer, é claro, as mudanças ocorridas no cenário internacional, no final da década de 80, que favoreceriam consideravelmente o fluxo de capitais internacionais para as economias subdesenvolvidas. A este respeito, ver Bacha (1993).

2 Para maiores detalhes sobre as mudanças no mercado de câmbio no Brasil ver Bacen (1993). Sobre outras alterações institucionais em favor de uma maior mobilidade de capital ver Carneiro e Garcia (1995, p. 9-15).

3 Sobre o assunto ver Frankel (1989, 1992) e Montiel (1994).

A estimação da paridade descoberta dos juros é realizada a partir da construção de séries de expectativas de variação cambial com base nas hipóteses de expectativas extrapolativas e racionais. As séries de expectativas permitem ainda a decomposição do risco total envolvido no fluxo de capital no risco país e no risco da moeda.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: a segunda seção discute brevemente os conceitos de paridades coberta e descoberta da taxa de juros. Na seção seguinte, apresentam-se as metodologias utilizadas na construção das séries de expectativas de variação cambial. Os testes de mobilidade são apresentados na quarta seção. A quinta seção é dedicada à construção de uma *proxy* para o prêmio de risco da moeda. A última seção conclui o artigo.

## 2 Paridades coberta e descoberta de juros e mobilidade de capital

O presente artigo baseia-se em Frankel (1992), que apresenta algumas medidas de mobilidade de capital entre países. O mesmo autor, em um trabalho anterior (Frankel, 1989), constrói um painel de 25 países e analisa a ocorrência destas paridades para cada um destes países para o período setembro/1982-janeiro/1988.

O objetivo aqui é basicamente o mesmo, ou seja, verificar, com base nas duas medidas de mobilidade de capital supracitadas, a evolução do grau de integração da economia brasileira aos mercados financeiros internacionais entre 1987 e 1996.

A paridade coberta de juros é dada pela expressão:

$$i - i^* = fd \quad (1)$$

onde:  $i$  - taxa de juros nominal doméstica em  $t$

$i^*$  - taxa de juros nominal externa em  $t$

$fd$  - desconto (prêmio) futuro no mercado de câmbio (R\$/US\$) para contratos de 30 dias com vencimento em  $t+1$  - cotação do 1º dia útil do mês.

Esta paridade é uma condição fraca de perfeita mobilidade de capital já que apenas indica que as taxas de juros interno e externo equalizam os retornos dos títulos quando comparados em uma mesma moeda. A equalização dos retornos é garantida pela contratação de operações no mercado futuro de câmbio.

Uma condição mais forte para a ocorrência de perfeita integração é a paridade descoberta de juros, ou

$$i - i^* = \Delta S^e \quad (2)$$

onde:  $S$  - taxa (*spot*) de câmbio nominal (moeda nacional/dólar americano)

$\Delta S^e$  - expectativa (em  $t$ ) de variação nominal da taxa de câmbio entre  $t$  e  $t+1$

Diferente da condição anterior, a paridade descoberta de juros supõe que os ativos domésticos e estrangeiros sejam tratados como substitutos perfeitos. Isto é, uma vez que a rentabilidade esperada dos títulos doméstico e externo é a mesma, o investidor passa a ser indiferente em relação à posse dos mesmos. Assume-se de forma implícita a não existência de risco cambial.

No sentido de explorar a relação entre estas duas condições para perfeita mobilidade de capital entre nações, repete-se aqui a decomposição do diferencial de juros apresentada em Frankel (1992, p. 199), ligeiramente alterada de forma a se trabalhar apenas com o diferencial de taxas de juros nominais:

$$i - i^* = \Delta S^e + (i - i^* - fd) + (fd - \Delta S^e) \quad (3)$$

ou

$$i - i^* - \Delta S^e = (i - i^* - fd) + (fd - \Delta S^e) \quad (3')$$

O termo do lado esquerdo de (3'),  $i - i^* - \Delta S^e$ , indica o desvio da paridade descoberta dos juros. O primeiro termo do lado direito,  $(i - i^* - fd)$ , indica o desvio da paridade coberta e representa o prêmio de risco país ou político. O segundo termo,  $(fd - \Delta S^e)$ , indica o desvio do mercado futuro em relação às expectativas de variação cambial e representa o prêmio de risco da moeda.

A expressão (3') deixa claro que para que a paridade descoberta ocorra é necessário também que a paridade coberta se verifique, bem como que o prêmio de risco da moeda seja zero. Daí a primeira ser considerada uma condição mais forte para perfeita mobilidade de capital que a segunda.

A literatura sobre desvios da paridade coberta de juros é ampla e contempla diversos períodos e países.<sup>4</sup> Dentre as razões para sua não ocorrência podem ser citados os custos de

4 Lizondo (1982) apresenta algumas referências sobre diversos trabalhos a respeito de desvios na paridade coberta de juros. Dooley e Isard (1980) trabalham o diferencial coberto de juros como função do risco (político) associado à possibilidade de imposição de novos controles sobre o movimento de capitais e da tributação imposta sobre estes últimos pelos controles de capitais já existentes.

transação envolvidos nas operações de arbitragem, a existência de controles sobre a mobilidade do capital entre países, o risco *default*, a legislação tributária discriminatória em relação ao país de origem do capital, o risco político ou ainda a mera possibilidade de existência no futuro de barreiras aos fluxos de capitais entre nações. De uma forma geral, desvios nesta condição devem-se ao que se denomina de risco país (*country risk premium*), sob o qual se agrupam todos os motivos citados acima.<sup>5</sup>

Já desvios na paridade descoberta de juros podem ser atribuídos ao fato de ativos denominados em diferentes moedas não serem substitutos perfeitos uns dos outros. Como afirma Frankel (1989), existe um risco associado ao grau de dificuldade de cobertura (*hedge*) das expectativas cambiais para cada moeda. Tal risco é independente da jurisdição política na qual o título é lançado.

Assim, o diferencial de juros pode ser explicado pela combinação de dois tipos de riscos: o risco do país, também chamado de risco político, e o risco da moeda. A construção de séries de expectativas de variação cambial permite uma estimativa de tais riscos.

### 3 Construção das séries de expectativa de variação cambial

Testes para a paridade descoberta de juros implicam a utilização de expectativas de variação cambial. Frankel e Okongwu (1995), por exemplo, medindo o grau de abertura a capitais internacionais de alguns países da América Latina e Ásia Oriental por meio desta paridade, utilizam a média harmônica de um *survey* de previsões para a taxa de câmbio coletadas entre os agentes econômicos (companhias multinacionais e serviços de previsão). Frankel (1989) simplesmente usa como expectativa de variação cambial o valor observado *ex post* para esta variável, argüindo que sob expectativas racionais o erro expectacional - i.e.  $\varepsilon = \Delta S - \Delta S^e$  - é aleatório, ou seja, não correlacionado com o conjunto de informações disponível no tempo  $t$ .

No caso brasileiro, para o período em questão (maio/1987-dezembro/1996), não existem séries disponíveis de expectativas em relação à taxa de câmbio esperada para períodos futuros coletadas entre os agentes atuantes no mercado.

---

5 Garcia e Barcinski (1997) constroem algumas *proxies* para o risco país a partir de uma medida para a paridade coberta de juros utilizando diferentes taxas de retorno para papéis brasileiros.

Optou-se, então, pela construção de séries de expectativa de variação cambial com base em duas hipóteses de formação destas: extrapolativa e racional.

### 3.1 Expectativas extrapolativas

Segundo Takagi (1991), a lei de formação das expectativas extrapolativas é a seguinte:

$$S_{t+1}^e = \alpha S_t + \beta(S_t - S_{t-1}) \quad (4)$$

com  $S_{t+1}^e$  sendo a taxa de câmbio *spot* esperada para o período  $t+1$ ,  $S_t$  e  $S_{t-1}$  as taxas *spot* (R\$/US\$) observadas em  $t$  e  $t-1$ , respectivamente, e  $\alpha$  e  $\beta$  os parâmetros. Note-se que  $S_t = S_t^e + e_t$ , com  $e_t$  sendo o erro de previsão.

A expectativa de desvalorização cambial segundo a hipótese extrapolativa foi calculada para o intervalo maio/1987 a dezembro/1996 usando-se o método dos mínimos quadrados recursivos. A utilização deste método tem como base a idéia de que o conjunto de informações relevante ( $\Omega$ ) para os agentes econômicos na formação de suas expectativas para o período  $t+1$  limita-se às informações disponíveis no período  $t$ , isto é,  $S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t]$ .

Desta forma, os valores dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  foram estimados recursivamente, sendo que o conjunto de estimativas resultante foi incluído em  $\Omega$  como  $\alpha_t$  e  $\beta_t$ , ao lado de  $S_t$  e  $\Delta S_t$ , e usado para o cálculo das previsões para  $S_{t+1}$ , período após período, por meio da substituição das informações contidas em  $\Omega$  na lei de formação das expectativas extrapolativas, obtendo-se, por fim, os valores esperados para  $S$ .<sup>6</sup>

É importante ressaltar que a taxa de câmbio nominal para o período dezembro/1986-novembro/1996 mostrou-se não-estacionária. No entanto, como a variável de interesse é a taxa de variação do câmbio nominal, utilizou-se esta taxa na construção da série de expectativa de desvalorização cambial para o intervalo maio/1987-dezembro/1996.<sup>7</sup>

6 Sobre o método dos mínimos quadrados recursivos, ver Hall, Johnston e Lilien (1990, cap. 15).

7 A série de taxa de variação cambial se mostra estacionária com valor da estatística  $t$  do teste ADF de -2,19, para valores críticos de -2,58 (1%), -1,94 (5%) e -1,61 (10%).

### 3.2 Expectativas racionais

O mecanismo de formação das expectativas racionais, de acordo com McCallum (1976) e Wickens (1982), pode ser descrito como

$$S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t] = S_{t+1} + \xi_t \quad (5)$$

onde  $\xi_t$  é um termo aleatório com as propriedades clássicas (i.e.  $E(\xi_t) = 0$  e  $E(\xi_t \xi_{t-j}) = 0$  com  $j \neq 0$ ) e  $E(\xi_t \Omega_t) = 0$ , o que significa dizer que o conjunto completo de variáveis relevantes que os agentes econômicos usam na formação de suas expectativas futuras sobre  $S_{t+1}$  está incluído em  $\Omega_t$ , garantindo, portanto, a consistência das estimativas de (5).

McCallum (1976) e Blanchard e Fischer (1989) sugerem que o conjunto  $\Omega_t$  inclua valores correntes e passados tanto da variável sobre a qual se formulam as expectativas ( $S$  no caso), como de um vetor de outras variáveis denominado  $Z$ . Então:

$$\Omega_t = [S_{t-i}, Z_{t-j}; i, j = 0, 1, \dots, \infty]$$

Assume-se, por hipótese, que (5) possui uma relação linear com o conjunto  $\Omega_t$ <sup>8</sup> o que leva a

$$S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t] = S\theta + Z\Gamma \quad (6)$$

onde  $\theta$  e  $\Gamma$  são vetores-coluna de parâmetros e  $S = [S_t, S_{t-1}, S_{t-2}, \dots]$  e  $Z = [Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots]$ .<sup>9</sup>

Para que se possa construir a série de variação esperada para a taxa de câmbio nominal segundo a hipótese racional é necessário que se defina o conjunto de variáveis relevantes na formação das expectativas relativas a esta variável.

8 A hipótese de linearidade acima referida é utilizada em McCallum (1976) e Blanchard e Fischer (1989), sendo que neste último há exemplos nos quais se usam aproximações log-lineares conforme o modelo.

9 Note-se que como mencionado anteriormente, o vetor  $Z$  pode ser composto por uma variável apenas ou por um conjunto de variáveis. Neste último caso cada elemento de  $Z = [Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots]$  seria um vetor-coluna de variáveis contemporâneas e a cada vetor-linha de  $Z$  estaria associado um vetor-coluna de parâmetros  $\Gamma_k$ , com  $k = 1, 2, \dots, n$  onde  $n$  é o número de variáveis incluídas em  $Z$ .

Com este objetivo, e tomando-se por base alguns modelos de determinação da taxa de câmbio,<sup>10</sup> utilizaram-se o diferencial mensal entre as taxas de juros interna e externa (Over e T-Bills, respectivamente), a diferença simples entre as taxas de variação mensais do estoque de meios de pagamento e base monetária<sup>11</sup> e a taxa de inflação mensal medida pelo IGP-DI. Além destas variáveis, e de acordo com a definição dada para  $\Omega_t$ , incluiu-se também um 'lag' da variação da taxa de câmbio. Estas séries referem-se ao período outubro/1986-novembro/1996.<sup>12</sup>

O modelo utilizado na elaboração da série de expectativas racionais para a taxa de variação do câmbio nominal é:<sup>13</sup>

$$S_{t+1}^e = \theta_1 S_t + \Gamma_1 D_t + \Gamma_2 M_t + \Gamma_3 \Pi_{t-1} \quad (7)$$

onde:  $D_t$  é o diferencial mensal entre as taxas interna e externa de juros (Over e T-Bill)

$M_t$  é a diferença entre as taxas mensais de variação do estoque de meios de pagamento (M1) e base monetária

$\Pi_t$  é a taxa de inflação mensal (IGP-DI)

O procedimento para a construção da referida série - novamente com a utilização do método dos mínimos quadrados recursivos - é análogo ao usado quando da construção da série de expectativas extrapolativas para a variação esperada da taxa de câmbio nominal. A série de expectativas racionais cobre o mesmo período de tempo que a série mencionada (i.e. maio/1987-dezembro/1996).

#### 4 Testes de mobilidade de capital

Obtidas as séries de expectativas, pode-se agora estimar as paridades coberta e descoberta de juros e, conseqüentemente, testar-se o grau de abertura da economia brasileira no período em questão.

10 Para um *survey* sobre alguns dos principais modelos de determinação da taxa de câmbio, ver Taylor (1995, p. 21-34).

11 Esta variável tem como objetivo medir mudanças nos fundamentos do mercado monetário. As outras variáveis (diferencial de juros e taxa de inflação) refletem modificações em outros fundamentos da economia.

12 Para todas as variáveis utilizadas na construção das séries de expectativas, a hipótese de não-estacionariedade (raiz unitária), em nível, foi rejeitada nos testes ADF a um nível de significância de 5%.

13 Tal modelo está dentro da categoria dos modelos monetários de determinação da taxa de câmbio. Sobre o assunto, ver Holanda (1994) e Rossi (1996).



Os testes são realizados a partir da parametrização e estimação das equações (1) e (2):

$$(1') \quad fd = \phi + \gamma(i - i^*) + \mu$$

$$(2') \quad \Delta S^e = \alpha + \beta(i - i^*) + \eta$$

com  $\mu \sim (0, \sigma_\mu^2)$  e  $\eta \sim (0, \sigma_\eta^2)$

Na equação (1') testou-se a hipótese de paridade coberta,  $H_0: \gamma = 1$ , indicando perfeita mobilidade de capital, contra  $H_A: \gamma \neq 1$ , indicando a existência de barreiras ao livre fluxo de capitais entre as economias. Na equação (2') testou-se a hipótese de paridade descoberta,  $H_0: \beta = 1$  contra  $H_A: \beta \neq 1$

Quando  $\gamma$  ou  $\beta \rightarrow 0$ , maior o prêmio de risco do país e maior o retorno demandado para os investimentos feitos no país por investidores estrangeiros. Quando  $\gamma$  ou  $\beta \rightarrow 1$  menor será este prêmio de risco. Quando  $\beta = 1$  e  $\gamma = 1$ , pode-se afirmar que os ativos domésticos e externos são substitutos perfeitos e que o risco da moeda e o risco do país são ambos nulos.

As séries básicas utilizadas, além das já mencionadas séries de expectativas, foram as seguintes: taxa de juros nominal (Over/Selic), taxa de juros (anualizadas) dos títulos do Tesouro Americano para três meses (T-Bill) convertidas para taxas mensais, e o desconto futuro (*forward discount*) para a taxa de câmbio nominal (*spot*) obtido a partir da cotação no mercado futuro da taxa de câmbio nominal para entrega em 30 dias.<sup>14</sup> Todas as séries, com observações mensais, cobrem o período de maio de 1987 a dezembro de 1996.

Os resultados relativos às estimativas das paridades coberta e descoberta, esta última com duas hipóteses distintas para formação das expectativas, são apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3.

14 A taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano, coletada na fonte em termos anuais, foi convertida para taxas mensais de acordo com a seguinte fórmula  $i_M = \sqrt[12]{(1+i_A)} - 1$ , onde  $i_A$  é a taxa de juros anualizada e  $i_M$  é a taxa equivalente em termos mensais, ambas expressas em valores absolutos.

**Tabela 1**  
**Estimativas da Paridade Coberta**

Variável Dependente $fd$ - Amostra Mai/1987-Dez/1996				
Método MQNL - Converge após 9 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade (*)
$(i - i^*)$	1,008086	0,056081	17,97560	0,0000
AR(4)	0,426658	0,127961	3,334285	0,0012
MA(4)	-0,372885	0,163158	-2,285417	0,0242
$R^2$	0,733073	Estatística F	149,6758	
$R^2$ -Ajustado	0,728175	Prob. F-Estat. (*)	0,000000	
Estatística DW	1,919497	Est. F - Teste LM (4 lags)	0,515144	

(\*) Nível de significância necessário para rejeição da hipótese coef. = 0

**Tabela 2**  
**Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas Extrapolativas**

Variável Dependente $\Delta S_{EXT}^e$ - Amostra Mai/1987-Dez/1996				
Método MQNL - Converge após 10 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade (*)
$(i - i^*)$	0,856146	0,015162	56,46816	0,0000
AR(4)	0,453657	0,170282	2,664149	0,0090
AR(8)	0,257887	0,095255	2,707325	0,0079
MA(4)	-0,594848	0,124694	-4,770447	0,0000
MA(12)	-0,337122	0,124180	-2,714789	0,0078
$R^2$	0,755289	Estatística F	79,47631	
$R^2$ -Ajustado	0,745786	Prob. F-Estat. (*)	0,000000	
Estatística DW	1,849800	Est. F - Teste LM (4 lags)	1,044948	

**Tabela 3**  
**Estimativas da Paridade Descoberta – Expectativas Racionais**

Variável Dependente $\Delta S_{RAC}^e$ - Amostra Mai/1987-Dez/1996				
Método MQNL – Converte após 8 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade (*)
$(i - i^*)$	0,916495	0,027225	33,66405	0,0000
AR(3)	0,587552	0,116924	5,025066	0,0000
MA(3)	-0,658227	0,132908	-4,952509	0,0000
$R^2$	0,786783	Estatística F	202,9530	
$R^2$ -Ajustado	0,782906	Prob. F-Estat. (*)	0,000000	
Estatística DW	2,018323	Est. F Teste LM (4 lags)	0,889562	

As estimações são feitas pelo método dos mínimos quadrados não linear MQNL. Assim, problemas de autocorrelação dos resíduos são resolvidos pela inclusão de termos ARMA nas regressões. Como a constante mostrou-se insignificante em todas as regressões, optou-se por excluí-la das referidas estimativas.

O diferencial de juros é significativo (a 1%) para ambas as paridades, coberta e descoberta. As estatísticas para o teste de mobilidade de capital são apresentadas na Tabela 4. Nela é fácil ver que o coeficiente do diferencial de juros da paridade coberta é estatisticamente igual a um, indicando, para o período em questão, que a hipótese de ocorrência de perfeita mobilidade de capital segundo esta medida - condição mais fraca - não pode ser rejeitada. Isto também implica a não-rejeição da hipótese de que o prêmio de risco do país foi zero para este período.

Quanto à paridade descoberta, o coeficiente do diferencial de juros mostrou-se estatisticamente diferente de um para ambas as estimativas, indicando que esta condição de mobilidade de capital não é satisfeita para a amostra analisada, qualquer que seja a hipótese de formação das expectativas utilizada.<sup>15</sup> Este fato sugere a existência de um prêmio de risco da moeda diferente de zero para o período.

15 Um parecerista anônimo dessa revista lembra que a rejeição da hipótese de paridade descoberta, independente da hipótese de expectativa considerada, fortalece o teste do grau de mobilidade do capital. Como salientado em Montiel (1994), testes de paridade descoberta são, na verdade, testes conjuntos de tal hipótese e de validade da hipótese de expectativa. Assim, a rejeição da hipótese de paridade descoberta pode acontecer em função da rejeição da hipótese de expectativa considerada e não pela não ocorrência da mesma.

**Tabela 4**  
**Estatísticas do Teste t para a Hipótese de Perfeita Mobilidade de Capital**

Regressão	Valor t para $H_0$ : coef dif. Juros = 1
Paridade Coberta: $\gamma = 1$	0,14418 (*)
Paridade Descoberta: $\beta = 1$	
Expectativas Extrapolativas	-9,48780 (**)
Expectativas Racionais	-3,06722 (**)

(\*)  $H_0$  aceita a 1%.

(\*\*)  $H_0$  rejeitada a 1%.

Vale notar que a estimação dos parâmetros das equações (1') e (2') fornece um valor médio estimado para os mesmos, o que permite inferir, na verdade, apenas o grau de mobilidade de capital médio para o período estudado.

De forma a se observar o grau de mobilidade do capital internacional ao longo de todo o período considerado estimou-se novamente as equações (1') e (2') utilizando-se o método dos mínimos quadrados recursivos (MQR). A utilização do MQR permite observar o comportamento das medidas de mobilidade do capital, os coeficientes  $\gamma$  e  $\beta$ , de forma dinâmica e pontual. Ela permite então verificar as respostas da mobilidade do capital a mudanças no mercado de câmbio e/ou ambiente econômico do País.

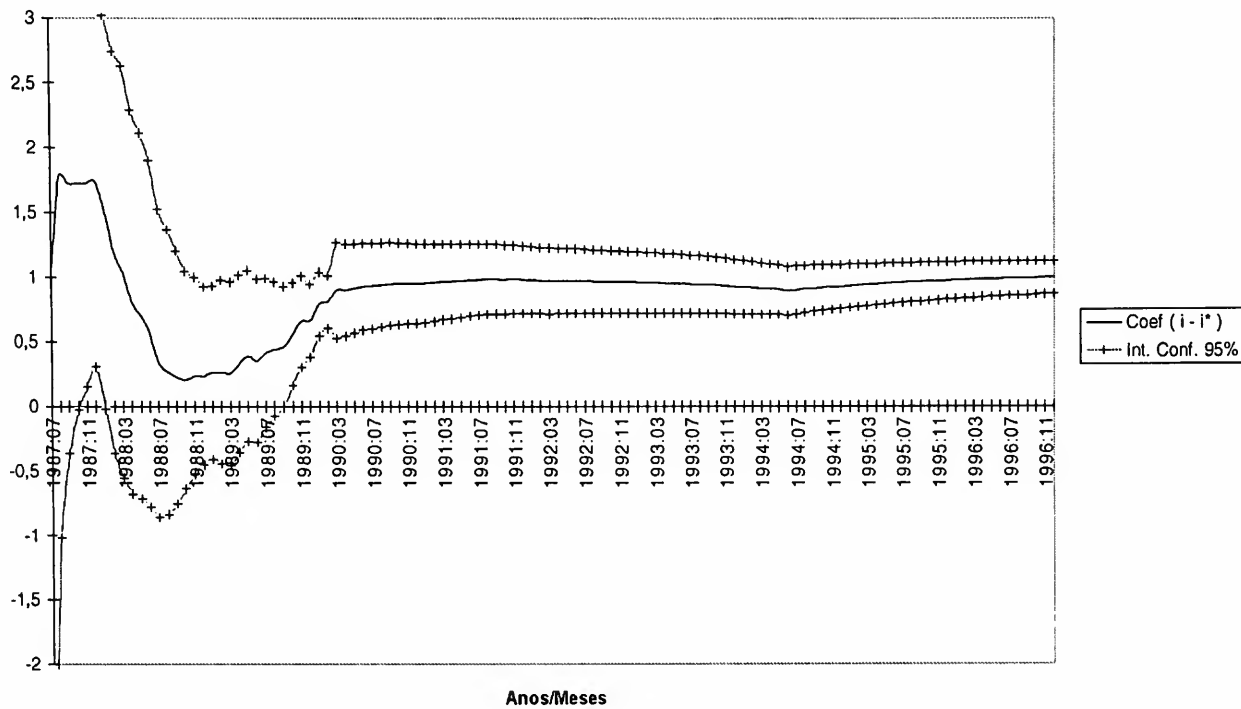
O Gráfico 1 apresenta a evolução do coeficiente  $\gamma$  que indica o grau de mobilidade de acordo com a paridade coberta. Os Gráficos 2 e 3 apresentam a evolução do coeficiente  $\beta$ , que indica o grau de mobilidade de acordo com a paridade descoberta, segundo as hipóteses de expectativas extrapolativas e racionais, respectivamente.

A evolução do coeficiente  $\gamma$  mostra que, após um período inicial de bruscas reversões de tendência (jul/87-fev/88) - que pode ser atribuído ao começo do funcionamento do mercado de câmbio futuro no Brasil -, há uma queda ininterrupta no mesmo até setembro-outubro de 1988. Este comportamento provavelmente está associado à incerteza sobre os rumos da economia brasileira durante este período, fato que explicaria a existência de um prêmio crescente relacionado à elevação do risco país.

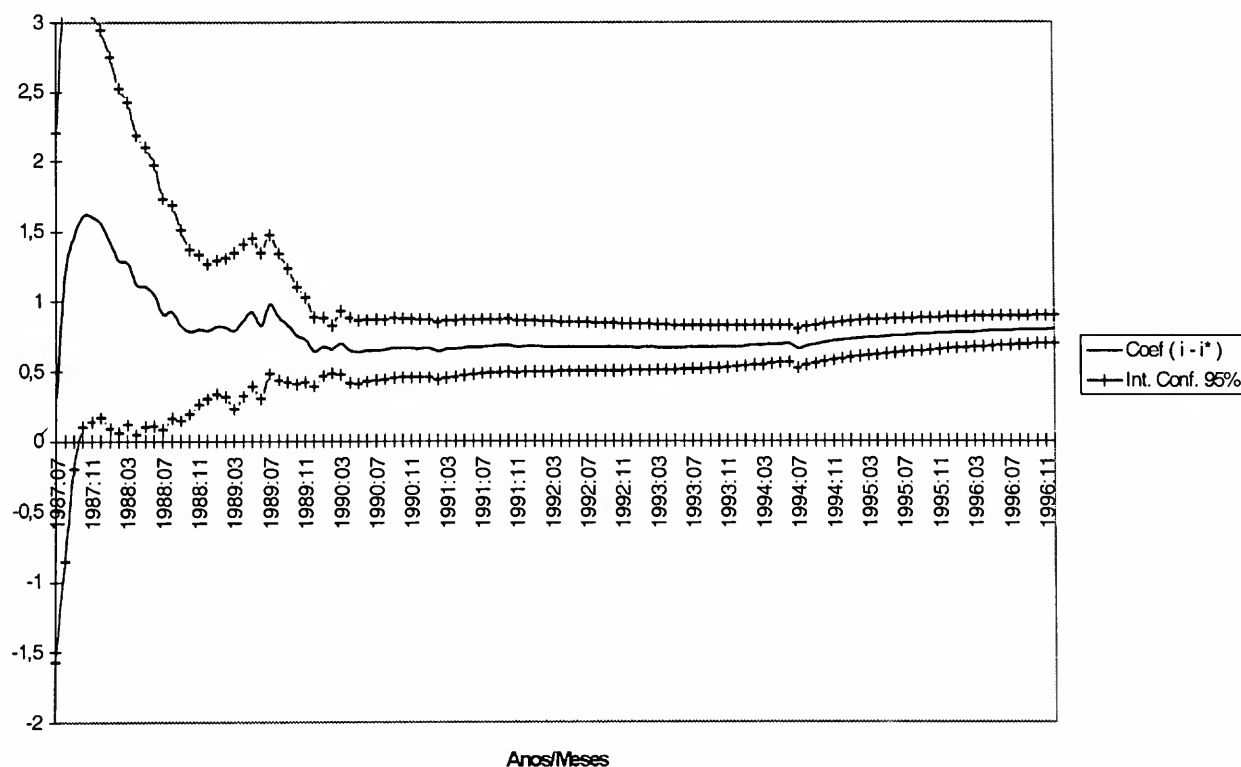
A tendência de queda do coeficiente é interrompida por volta de setembro-outubro de 1988. A partir de dezembro daquele ano, com o surgimento do mercado de câmbio flutuante, tem início uma reversão de comportamento com o crescimento do valor deste coeficiente, que

alcança um nível próximo a 1 (um) no primeiro semestre de 1990, sugerindo uma forte mobilidade do capital a partir desse momento.

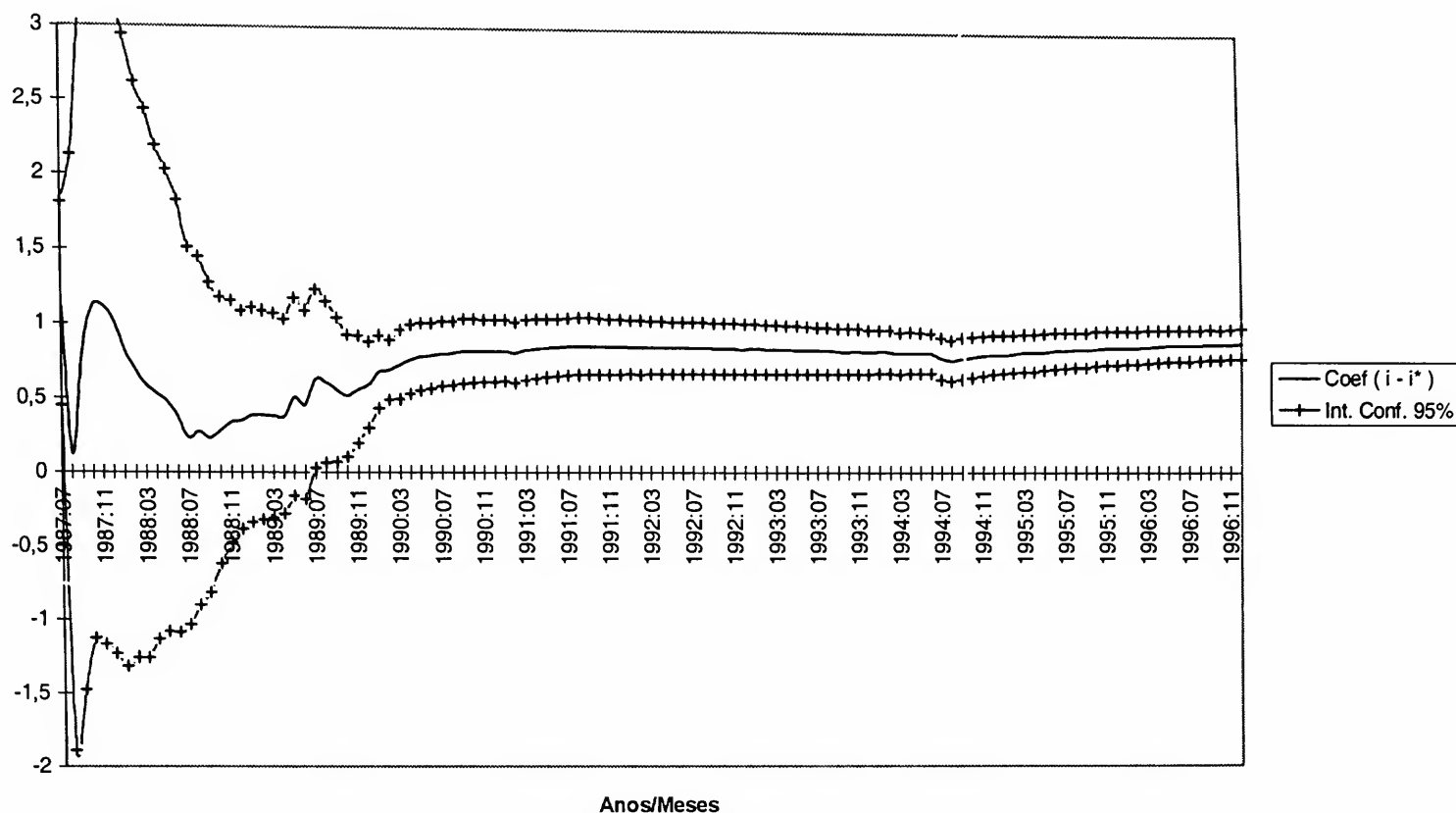
**Gráfico 1**  
**Coefficiente Recursivo da Paridade Coberta**



**Gráfico 2**  
**Coefficiente Recursivo da Paridade Descoberta - Expectativas Extrapolativas**



**Gráfico 3**  
**Coeficiente Recursivo da Paridade Descoberta - Expectativas Racionais**



Para a paridade descoberta, a observação da evolução do coeficiente  $\beta$  também mostra um aumento do grau de mobilidade a partir do final de 1988. Ele, no entanto, diferente do caso do coeficiente da paridade coberta, que se estabiliza em torno de 1, estabiliza-se em torno de 0,8. O valor diferente de 1 confirma a rejeição da hipótese de paridade descoberta dos juros.

## 5 O prêmio de risco da moeda

Os resultados apresentados na seção anterior, referentes à paridade descoberta do juros, indicam a ocorrência de um prêmio de risco para a moeda brasileira diferente de zero durante boa parte da amostra analisada (mar/90-dez/96).

Garcia (1997) sugere que tal prêmio estaria associado ao fato de que os contratos futuros de câmbio funcionam como uma cobertura (*hedge*) contra a incerteza da atividade econômica do País.<sup>16</sup> Isto é, a demanda por contratos futuros de câmbio está associada não apenas à demanda por cobertura contra o risco cambial mas também contra o risco da performance

<sup>16</sup> Tal fato ocorre devido à correlação positiva existente entre as cotações dos contratos futuros de câmbio - contratos futuros de dólar, no caso - e o risco agregado da economia. Para mais detalhes, ver Garcia (1997, p. 9).

macroeconômica do País. Dessa forma, este prêmio de risco, até aqui denominado de prêmio de risco da moeda, poderia ser chamado de prêmio de risco macroeconômico, por captar a incerteza associada ao comportamento futuro da economia.

A construção das séries de expectativas de variação cambial e do desconto futuro no mercado de câmbio da moeda brasileira (R\$) em relação ao dólar americano (US\$) torna possível a estimação de uma *proxy* para tal prêmio. Estas estimativas, de acordo com a hipótese de expectativa utilizada, são apresentadas nos Gráficos 4 e 5.

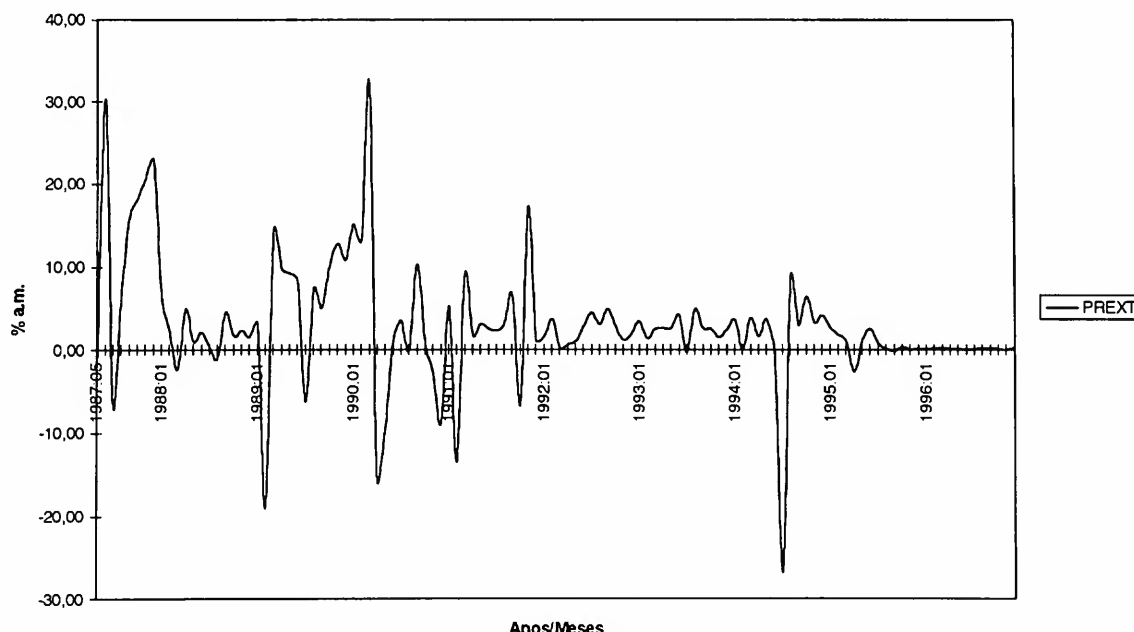
O comportamento dos gráficos é compatível com a evolução da economia brasileira no período.

A elevação do prêmio da moeda ou prêmio macroeconômico no final de 1989 e início de 1990 reflete a rápida aceleração da inflação à época e o cenário de incerteza então vigente. Já a redução do risco a partir de meados de 1994 é compatível com o processo de estabilização da economia e um cenário macroeconômico menos incerto.

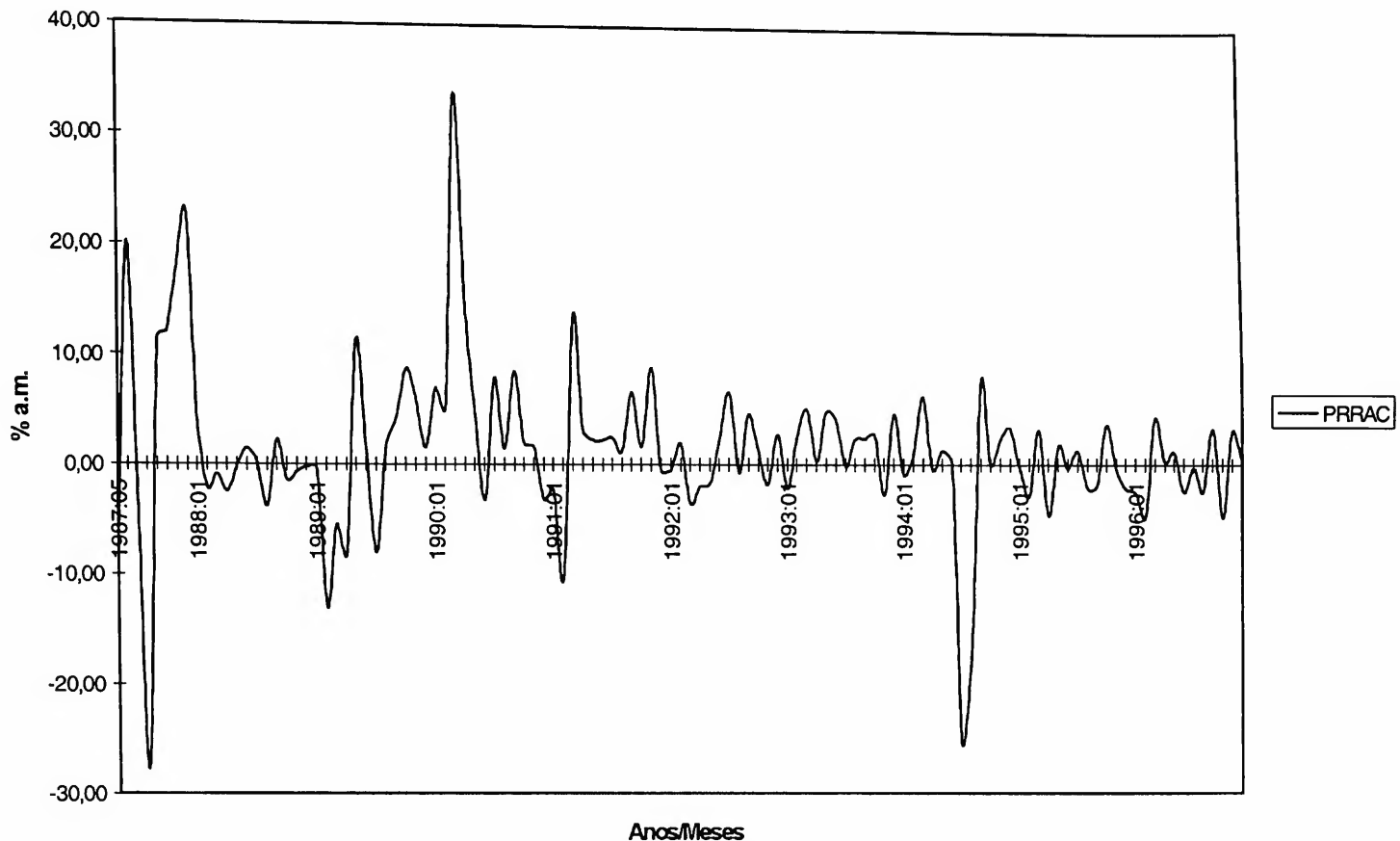
No período 1991-1992, caracterizado pela crise política do governo Collor, o prêmio se mostra bem volátil. Já no período 1992-1994 ele se estabiliza em torno de 3%.

A forte queda do risco observada por ocasião do Plano Real é explicada pela incapacidade dos modelos de expectativas de incorporar a brusca desindexação da economia que acontece nesse momento.

**Gráfico 4**  
**Prêmio de Risco Macroeconômico - Expectativas Extrapolativas**



**Gráfico 5**  
**Prêmio de Risco Macroeconômico - Expectativas Racionais**



onde  $PREXT = [((1 + fd) / (1 + \Delta S_{EXT}^e)) - 1] * 100$  e  $PRRAC = [((1 + fd) / (1 + \Delta S_{RAC}^e)) - 1] * 100$

## 6 Conclusões

O trabalho analisou, com base em estimativas das paridades coberta e descoberta da taxa de juros, o grau de mobilidade do capital internacional no País.

As estimativas das paridades permitiram ainda uma decomposição dos riscos que explicariam o diferencial observado entre os juros internos e externos. Isto é, o risco cambial total foi decomposto em risco do país e risco da moeda.

O primeiro, associado a diferentes barreiras à plena integração financeira, como custos de transação, custos de informação, controles cambiais, legislação tributária etc.. O segundo, associado a diferentes graus de dificuldades de realização de cobertura, nos mercados futuros, de expectativas de variação cambial para diferentes moedas.



Os resultados suportam a hipótese de perfeita mobilidade de capital segundo a paridade coberta, mas não segundo a paridade descoberta.

Com relação a esta última, os resultados obtidos favorecem a tese da existência de uma barreira ao livre fluxo de capitais representada pelo prêmio de risco da moeda. As *proxies* construídas para tal prêmio indicam que o mesmo reflete bem o comportamento da economia e as incertezas a ela associadas.

Em geral, os resultados apresentados corroboram a hipótese de que a redução progressiva das barreiras institucionais aos capitais estrangeiros e a liberalização do mercado de câmbio que acontece a partir do final dos anos 80 tornaram a economia brasileira mais integrada à economia mundial.

## Referências bibliográficas

- Bacen. *O regime cambial brasileiro: evolução recente e perspectivas*. Brasília: Depec, 1993.
- Bacha, E. L. *Latin America's reentry into private financial markets: domestic and international policy issues*. Texto para Discussão n. 299. PUC/RJ, 1993.
- Blough, E. The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples. *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992.
- Carneiro, D. D., Garcia, M. G. P. *Private international capital flows to Brazil*. Texto para Discussão n. 333. PUC/RJ, 1995.
- Carneiro, D. D. *Capital flows and brazilian economic performance*. Texto para Discussão n. 369 PUC/RJ, 1997
- Caves, R. E., Frankel, J. A., Jones, R. W. *World trade and payments: an introduction*. 6th Edition. London and New York: HaperCollins College Publisher, 1993.
- Cochrane, J. H. How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, v. 96, 1988.
- \_\_\_\_\_ A critique of the application of unit root tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, April 15, 1991.
- Dooley, M. P.; Isard, P. Capital controls, political risk, and deviations from interest-rate parity. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 2, p. 370-384, 1980.

- Frankel, J. A. *Quantifying international capital mobility in the 1980s*. Berkeley: University of California, 1989. Mimeografado
- \_\_\_\_\_. Measuring international capital mobility: a review. *The American Economic Review* v. 82, n. 2, p. 197-202, 1992.
- Frankel, J. A., Okongwu, C. Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence." *NBER Working Paper* 5156, 1995.
- Garcia, M. G .P.; Barcinski, A. *Capital flows in the nineties: macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls*. PUC/RJ, 1997 Mimeografado.
- Garcia, M. P. G. *A macroeconomia do dólar futuro*. PUC/RJ, 1997 Mimeografado.
- Greene, W. H. *Econometric analysis*. 2nd Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1993.
- Hall, R. E., Johnston, J.; Lilien, D. M. *Micro TSP User's Manual: Version 7.0*. Irvine: Quantitative Micro Software, 1990.
- Holanda, M. C. Exchange rate models and the black market dolar. *Anais do XVI Encontro Brasileiro de Econometria*, Florianópolis, 1994.
- Lizondo, J. S. Interest differential and covered arbitrage. In: Armella, P. A., Dornbusch, R., Obstfeld, M., (orgs.), *Financial policies and the world capital market: the problem of Latin America countries*. Chicago and London: The University of Chicago Press, 1982.
- McCallum, B. T. Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates. *Econometrica*, v. 44, n.1, p. 43-52, 1976.
- Montiel, P. Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *The World Bank Economic Review*, v. 8, n. 3, 1994.
- Rossi, J. W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, 1996.
- Takagi, S. Exchange rate expectations: a survey of survey studies. *IMF Staff Papers* v. 38, n.1, p. 156-183, 1991.

Taylor, M. P. The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature* 33, p. 13-47, 1995.

Wickens, M. R. The efficient estimation of econometric models with rational expectations. *Review of Economic Studies*, v. 49, n. 1, p. 55-67, 1982.

