ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 662

Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio no Brasil

Adolfo Sachsida
Joanílio Rodolpho Teixeira
Roberto Ellery Júnior

Brasília, agosto de 1999

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 662

Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio no Brasil

Adolfo Sachsida*
Joanílio Rodolpho Teixeira**
Roberto Ellery Júnior*

Brasília, agosto de 1999

* *Da Coordenação Geral de Finanças Públicas do IPEA.*

** *Do Departamento de Economia da UnB.*

MINISTÉRIO DA FAZENDA
Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

Eustáquio J. Reis
Gustavo Maia Gomes
Hubimaier Cantuária Santiago
Luís Fernando Tironi
Murilo Lôbo
Ricardo Paes de Barros

O IPEA é uma fundação pública, vinculada à Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação do Ministério da Fazenda, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 120 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar
CEP 70076-900
Fone: (61) 315 5374 – Fax: (61) 315 5314
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Homepage: http://www.ipea.gov.br

SERVIÇO EDITORIAL
Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar
CEP 20020-010
Fone: (21) 212 1140 – Fax: (21) 220 5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

É PERMITIDA A REPRODUÇÃO DESTE TEXTO, DESDE QUE OBRIGATORIAMENTE CITADA A FONTE.
REPRODUÇÕES PARA FINS COMERCIAIS SÃO RIGOROSAMENTE PROIBIDAS.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO **7**

2 REVISÃO DA LITERATURA **7**

3 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS **12**

4 CONCLUSÕES **19**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **20**

SINOPSE

Este artigo apresenta o teste da paridade não coberta da taxa de juros (UIP) para o Brasil, a partir uso da hipótese de expectativas racionais. O período da análise abrange janeiro de 1984 a outubro de 1998. Os testes econométricos validam a UIP apenas para o subperíodo de janeiro de 1990 a junho de 1994. Os resultados indicam falha da UIP no período do Plano Real, o que valida o postulado teórico proposto por Krasker (1980).

O CONTEÚDO DESTE TRABALHO É DA INTEIRA E EXCLUSIVA RESPONSABILIDADE DE SEUS AUTORES,
CUJAS OPINIÕES AQUI EMITIDAS NÃO EXPRIMEM, NECESSARIAMENTE, O PONTO DE VISTA DA
SECRETARIA DE ESTADO DE PLANEJAMENTO E AVALIAÇÃO DO MINISTÉRIO DA FAZENDA.

ABSTRACT

This article presents the uncovered interest parity (UIP) test for Brazil, from the standpoint of rational expectations hypothesis. The period is January 1984 to October 1998. The econometric tests validate the UIP just for the sub-period Jan-1990 to Jun-1994. The result suggests a fail with the UIP in the Real Plan, validating the theoretical point proposed by Krasker (1980).

1 INTRODUÇÃO

A abertura dos mercados e a crescente integração financeira entre países têm evidenciado cada vez mais a importância dos modelos econômicos de economia aberta. Tais modelos incorporam na análise econômica tradicional elementos externos ao controle do país, tais como taxas de juros internacionais, nível de produção do resto do mundo, etc.

No tratamento de modelos de economia aberta, duas variáveis freqüentemente se fazem presentes: taxa de câmbio e taxa de juros. A análise da interação entre essas duas variáveis é precisamente o objeto de estudo deste artigo.

Abordagens teóricas quase sempre postulam uma relação de arbitragem entre essas variáveis, e, assim, é estabelecida uma ligação entre elas. Muitos trabalhos supõem a existência de uma paridade não coberta da taxa de juros (*uncovered interest parity* – UIP), a qual impossibilita, aos agentes, a obtenção de lucros via arbitragem nos mercados cambial e de títulos. Em tais estudos, a adoção dessa hipótese é fundamental para se obter uma equação de comportamento entre câmbio e juros, o que possibilita a derivação dos demais resultados pertinentes a cada modelo.

Para a elaboração de políticas econômicas, a hipótese da UIP também tem considerável relevância, pois, além de postular uma relação teórica entre as taxas de câmbio e juros, esta também pode ser entendida como um índice de mobilidade de capitais.

O objetivo deste artigo é testar a hipótese da UIP para o Brasil, no período de janeiro de 1984 a outubro de 1998, a partir do uso da hipótese de expectativas racionais.[1] Além desta introdução, o trabalho apresenta, no capítulo 2, uma revisão da literatura; no capítulo 3, é estimado o modelo econométrico; no capítulo 4, são feitas as considerações finais, com destaque para o problema apontado por Krasker (1980) e sua relevância para a economia brasileira.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura, a UIP tem sido utilizada para estabelecer uma relação entre as taxas de câmbio e de juros que impossibilita a arbitragem nos mercados cambial e de títulos. Tal relação pode ser compreendida como uma medida de mobilidade de capitais. Segundo Frankel (1992), em economias abertas o fluxo de capitais deve equalizar as taxas de retorno esperadas nos títulos dos países, a partir da consideração do risco cambial.

Do ponto de vista teórico, a derivação da UIP segue da condição de arbitragem no mercado futuro de câmbio. Tal condição é conhecida como paridade coberta ou CIP. Se S é o valor da taxa

---

[1] Esse procedimento está de acordo com o adotado por Meredith e Chinn (1998). Uma alternativa pode ser encontrada em Mark e Wu (1998), que montam um modelo no qual apenas uma parte dos agentes tem expectativas racionais.

de câmbio no período *t;* e $F_{t,t+k}$, o valor futuro de S para um contrato a vencer em *k* períodos, a condição de arbitragem faz que:

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{I_{t,k}}{I^*_{t,k}} \tag{1}$$

em que $I_{t,k}$ e $I^*_{t,k}$ representam 1 mais a taxa de juros de um título de *k* períodos doméstico e externo, respectivamente. A partir do logaritmo de (1) obtém-se a condição de arbitragem livre de risco, que é dada por:

$$f_{t,t+k} - s_t = \left(i - i^*\right)_{t,k} \tag{2}$$

Ao considerar-se que os agentes são avessos ao risco, a equação (2) deve ser adicionada a um prêmio de risco associado à manutenção de ativos estrangeiros, (*p)*, definido como:

$$p_{t,t+k} = f_{t,t+k} - s^e_{t,t+k} \tag{3}$$

Se substituirmos a equação (3) na equação (2) chegamos à expressão:

$$\Delta s^e_{t,t+k} = \left(i - i^*\right)_{t,k} - p_{t,t+k} \tag{4}$$

A equação (4), quando o prêmio de risco é zero, caracteriza a UIP.[2] Note-se que, implicitamente, admite-se que os agentes são neutros ao risco.

A intuição econômica apresentada pela equação (4) é simples: se a economia é completamente aberta ao resto do mundo e não há impedimentos ao fluxo de capitais, as taxas de juros doméstica e externa devem ser bastante correlacionadas [Edwards e Khan, 1985]. A implicação de tal resultado em política econômica é imediata: na presença de mobilidade perfeita de capitais, é inviável para a economia doméstica fixar a taxa de juros e a taxa de câmbio simultaneamente, dado que a taxa de juros internacional é exógena ao país. Desse modo, se supomos que o governo controla o câmbio, a UIP determina o valor da taxa de juros doméstica condizente com a plena mobilidade de capitais. Similarmente, se o governo controla a taxa de juros, a UIP fornece a trajetória do câmbio que satisfaz à condição de não-arbitragem em uma economia com perfeita mobilidade de capitais.

---

2 A versão da UIP para tempo contínuo é dada por: $i = i^* + E(\dot{e}/e)$, em que: i = taxa de juros doméstica; i* = taxa de juros internacional; $\dot{e}/e$ = taxa de evolução cambial (moeda doméstica / moeda internacional).

Existem três maneiras análogas de se operacionalizar o teste econométrico para a equação (4). O primeiro modo é o proposto por Khor e Rojas-Suarez (1991), e pode ser visualizado na equação (5):

$$(1+i_t) = (1+i_t^*)\left(E\left[\frac{e_{t+1}}{e_t}\right]\right) + e_t \tag{5}$$

A segunda maneira é a proposta por Montiel (1994); Cumby e Obstfeld (1981); e Blejer (1982), visualizada na equação (6):

$$e_t = i_t - \left(i_t^* + E\left[\frac{\dot{e}}{e}\right]\right) \tag{6}$$

Por fim, Edwards e Khan (1985) propõem uma maneira alternativa, que leva em consideração a presença de fricções na economia, decorrentes de defasagens de informações, e atrasos na resposta de i devido a alterações de i* e/ou reajustes cambiais:

$$i_t = q\left(i_t^* + E\left[\frac{\dot{e}}{e}\right]\right) + (1-q)\ \ i_{t-1} + e_t \tag{7}$$

Nessas equações, E é o operador de esperança matemática, que representa a expectativa de desvalorização/valorização cambial; e θ é o parâmetro de ajuste e está entre zero e 1. Na equação (7), se o mercado financeiro se ajusta rapidamente, então θ se aproxima de 1 e a equação (7) pode ser representada pela equação (6). Um lento ajuste do mercado financeiro implica um θ próximo a zero, e isso indica que é baixa a influência de variáveis externas na formação da taxa de juros doméstica.

Para se aceitar a UIP nas equações (5), (6) e (7), basta que o erro (ε_t) tenha média zero e seja não autocorrelacionado. Apesar da simplicidade operacional do teste, diversos problemas estatísticos se fazem presentes na estimação dessas equações.

Como salienta Montiel (1994), devido ao fato de a variável expectativa de desvalorização/valorização cambial $E\left[\dot{e}/e\right]$ não ser diretamente observável, é necessário cogitar-se alguma hipótese sobre a formação das expectativas da taxa de câmbio. Logo, quando se testa a hipótese nula de que os resíduos têm média zero e são não autocorrelacionados, a aceitação de Ho implica a aceitação de ambas (a UIP e a formação de expectativas proposta). Conseqüentemente, a rejeição de Ho implica a rejeição da UIP, da maneira de formação das expectativas proposta, ou am-

bas. Assim, as equações (5), (6) e (7) são testes conjuntos da UIP e da formação de expectativas proposta.

Outra dificuldade da verificação da UIP, em economias com o câmbio fixo, ficou conhecida na literatura como *peso problem*. Tal situação foi abordada por Krasker (1980) e refere-se à distribuição dos resíduos, fator que induziria os testes a cometerem erros do Tipo I (rejeitar Ho quando este é verdadeiro) em número maior do que o nível de significância estaria indicando. Khor e Rojas-Suarez (1991) deixam mais claro esse argumento, que pode ser formalmente exposto da seguinte maneira:

$$E_t[e_{t+1}] = \hat{e}(1 + aQ_t)$$

em que ê é a taxa de câmbio fixa; α é o percentual de desvalorização; e Q_t é a probabilidade de desvalorização cambial. Desse modo, mesmo para uma pequena probabilidade de desvalorização ter-se-ia:

$$e_t = E_t[e_{t+1}] - e_{t+1} = \hat{e}aQ_t > 0$$

Entretanto, isso implica que o câmbio previsto superará consistentemente o verificado. Khor e Rojas-Suarez (1991) também argumentam que, se a probabilidade de desvalorização depender de variáveis econômicas que tendam a mostrar autocorrelação (tais como o nível de reservas cambiais ou a expansão do crédito para o setor público), então o erro de previsão do câmbio também mostrará autocorrelação.

Sobre a probabilidade de realinhamento cambial em economias de câmbio fixo, Stansfield e Sutherland (1995) argumentam que tal probabilidade é afetada pela existência de capacidade ociosa na economia. Desse modo, uma desvalorização, hoje, pode garantir a credibilidade da taxa de câmbio fixa no futuro, devido à redução da capacidade ociosa na economia.

Ainda em relação às dificuldades de se implementar o teste da UIP, sabe-se que a rejeição da hipótese nula não implica necessariamente a rejeição da UIP. Todavia, supondo-se que a formação das expectativas adotadas para o câmbio tenha sido a correta, ainda assim a rejeição de Ho não implica, necessariamente, a não-aceitação da UIP, mas talvez a variáveis não mensuráveis não incluídas na regressão, tais como o risco político. Aliber (1973) define risco político como a probabilidade de se adotar, no futuro, o controle de capitais em determinadas jurisdições (países). Desse modo, a falha na UIP estaria refletindo apenas um prêmio de risco exigido pelo mercado para investir em determinada jurisdição (país). Ainda nessa linha, Dooley e Isnard (1980) mostram que, dada a perspectiva de controle de capitais em determinado país, o diferencial de juros exigido devido ao risco político depende essencialmente do estoque bruto de títulos externos contra residentes do país e da distribuição da riqueza mundial entre residentes e não-residentes.

Apesar dessa considerável gama de problemas, testes para verificar a UIP vêm sendo realizados para diversos países. Faruqee (1992) testa a UIP para a República da Coréia, Singapura, Malásia e Tailândia. Com exceção de Singapura, todos os demais apresentaram oscilações entre

períodos de alta e baixa abertura financeira. Devido ao fato de as taxas de retorno convergirem nesses mercados, é limitada a habilidade de uma política monetária independente afetar a taxa de juros doméstica nesses países. Faruqee atenta também para um aumento na mobilidade de capitais na década de 80.

Com o uso de dados semanais para seis países industrializados, Cumby e Obstfeld (1981) encontram que, em cinco dos seis países analisados, as séries exibiam forte correlação serial. Os autores interpretaram esse resultado como uma evidência de que existe um prêmio cambial que varia no tempo, para a maioria das moedas.

Em um estudo para a Argentina, no período junho de 1977 a agosto de 1981, Blejer (1982), com uso da equação (6), aceita que ε_t é ruído branco e conclui pela validade da UIP para aquele país no período. O autor aceita, conseqüentemente, a hipótese de perfeita mobilidade de capitais. Para o Uruguai, Blejer e Gil Diaz (1985) encontraram correlação serial nos resíduos, e não tiveram instrumentos para aceitar a UIP.

Para o Brasil, Garcia e Barcinski (1996) usam a paridade de juros coberta para medir a atratividade dos títulos brasileiros a investidores estrangeiros. Eles concluem que os altos diferenciais de juros têm sido os principais responsáveis pelo extensivo fluxo de capitais para o Brasil até a metade da década de 90.

Outro estudo para a economia brasileira foi proposto por Cavalcante e Holanda (1998). Eles testam tanto a paridade coberta da taxa de juros (*covered interest parity* – CIP) quanto a UIP, e encontram evidências favoráveis à aceitação da CIP, mas não aceitam a ocorrência da UIP para o Brasil, no período analisado.

3 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Para a estimação da UIP faz-se necessária a escolha de duas *proxies* que representem o comportamento das taxas de juros doméstica e internacional. Este trabalho optou por seguir os estudos realizados por Garcia e Barcinski (1996) e Cavalcante e Holanda (1998), com uso da *overselic* como taxa de juros doméstica. Para a taxa de juros internacional foi adotada a taxa de juros dos títulos do governo estadunidense de três meses (T-Bill três meses), a qual também foi utilizada por Edwards e Khan (1985).

Ainda para a estimação da UIP, faz-se necessária a adoção de alguma hipótese a respeito da maneira como se formam as expectativas. Tal necessidade decorre da existência do operador de esperança matemática presente nas equações (5), (6) e (7). Com isso, visando eliminá-lo dessas equações, deve-se admitir que as expectativas são formadas de modo específico. Este estudo prosseguiu de acordo com Meredith e Chinn (1998), que adotou a hipótese de expectativas racionais.[3] Assim, se antes tinha-se a esperança matemática de desvalorizações (valorizações) cam-

[3] Taylor (1989) e Hall e Hendry (1988) também utilizaram a hipótese de expectativas racionais, mas sem testar sua validade. Cavalcante e Holanda (1998) propõem uma formação de expectativas al-

biais, têm-se agora a própria desvalorização (valorização) cambial, ou seja, com a adoção da hipótese de expectativas racionais, o operador de esperança matemática desaparece das equações (5), (6) e (7).

A forma funcional escolhida para a realização do teste econométrico é a apresentada na equação (5), que, com a hipótese de expectativas racionais, torna-se:

$$(1+i_t) = a + b(1+i_t^*)\left(\left[\frac{e_{t+1}}{e_t}\right]\right) + e_t \qquad (8)$$

em que α é uma constante que tenta captar a possibilidade da existência de diferenciais de juros mesmo na presença de plena mobilidade de capitais, ou seja, a inclusão de uma constante na equação da UIP implica a possibilidade de ocorrência de diferenciais de juros, domésticos e externos, que não dão margens a ganhos de arbitragem. Assim, a constante pode estar captar alguma medida de risco. Meredith e Chinn (1998) postulam que, ao se relaxar a hipótese de investidores neutros ao risco, a constante deve refletir um prêmio de risco cambial que é requerido pelos investidores externos.[4]

Na equação (8), a presença de autocorrelação nos resíduos indica que erros do passado influem nos erros cometidos atualmente, e isso é um indício de que o mercado de câmbio é fracamente eficiente [Montiel, 1994]. Dessa maneira, o teste da UIP aqui proposto consistirá de um procedimento em três etapas: (*i)* estima-se a regressão da UIP; (*ii)* caso os resíduos apresentem autocorrelação será aplicado o método de Cochrane-Orcutt[5] para tentar corrigir tal problema; e (*iii)* com a estimativa livre de autocorrelação, aplica-se novamente o teste da UIP, que verifica se $\beta = 1$.

A importância do passo da alínea (*ii)* é que, na presença de autocorrelação serial nos resíduos, a variância das variáveis é subestimada, o que viesa as estatísticas que dependem dessa informação. Além disso, existe uma justificativa teórica para esse passo intermediário, qual seja, a presença de autocorrelação denota a existência de um mercado cambial fracamente eficiente. Entretanto, esse trabalho visa testar a UIP e não a eficiência dos mercados. Assim, ao se corrigir a autocorrelação, mede-se a UIP na presença de um mercado cambial eficiente, isto é, sem erros sistemáticos.

Como é necessário em trabalhos de séries de tempo, antes de se estimar a equação (8) deve-se checar a ordem de integração das variáveis. Apenas para tornar a visualização mais direta, o lado esquerdo da equação (8) $(1 + i_t)$ passa a ser denominado Brasil, e o segundo termo do lado direito $((1 + i^*_t).(e_{t+1}/e_t))$, Tbil3. De acordo com a tabela 1, tanto Brasil quanto Tbil3 são variáveis estacionárias no nível (I(0)).

---

ternativa para o teste da UIP. Uma maneira de se testar a hipótese de expectativas racionais em modelos macroeconométricos pode ser encontrada em Fair (1993).

4 Eles também aceitam que a constante pode estar captando o risco de *default*.

5 Tal método encontra-se descrito em Greene (1997).

TABELA 1
Teste de Dickey-Fuller para a Estacionaridade das Variáveis

Teste de Raiz Unitária (com 13 defasagens): 1985 (3) a 1998 (10)			
Valores Críticos: 5%=-2.879 1%=-3.471; Constante incluída			
Variável	t-adf	*lag*[a]	t-prob
Brasil	–3.4360*	1	0.0044
Tbil3	–3.4369*	1	0.0253
Teste de Raiz Unitária (com 13 defasagens): 1985 (3) a 1998 (10)			
Valores Críticos:5%=-2.879 1%=-3.471; Constante e Sazonalidade incluídas			
Variável	t adf	*lag*	t prob
Brasil	–3.1790*	1	0.0118
Tbil3	–3.1623*	1	0.0455

Nota: * indica a rejeição da hipótese nula de não-estacionaridade a 5%.
Obs.: *Lag*[a] é o primeiro *lag* significativo encontrado, e é neste que é realizado o teste de estacionaridade.

Pela tabela 1, fica evidente que Brasil e Tbil3 são variáveis estacionárias no nível (I(0)), tanto no teste com constante quanto no teste com constante e sazonalidade (a inclusão de sazonalidade faz-se necessária porque os dados são mensais) [Harris, 1995]. Cabe ressaltar que, devido a tais resultados, torna-se desnecessário o teste de Perron para estacionaridade na presença de quebra estrutural. A justificativa é que a presença de quebras estruturais nas séries têm o efeito de tornar não estacionária uma variável que, originalmente, é estacionária. Entretanto, como as variáveis já se mostraram I(0) no nível, esse teste perde sua relevância.

De posse das informações presentes na tabela 1, vê-se que as variáveis podem ser regredidas diretamente em nível, sem a necessidade de preocupações adicionais sobre a ocorrência de cointegração. Pelo fato de as variáveis serem estacionárias, a relação derivada da equação (8) implicará longo prazo.

A tabela 2 apresenta o teste da UIP para o Brasil, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), no período de janeiro de 1984 a outubro de 1998. Como pode ser observado, essa regressão apresenta diversos problemas nos testes de resíduo e de especificação do modelo, e fazem-se necessários alguns esclarecimentos: o teste AR testa a hipótese nula de que os resíduos da regressão são não autocorrelacionados; ARCH testa a não - presença de resíduos autocorrelacionados heterocedásticos; Normality testa a hipótese Ho de que os resíduos têm distribuição normal; Xi^2 e Xi*Xj testam homocedasticidade nos resíduos; RESET diz respeito à forma funcional do modelo; e R^2 sazonal é o R^2 de Harvey.[6]

6 Doornick e Hendry (1996) fornecem um relato detalhado desses testes.

TABELA 2
Teste da UIP para o Brasil por OLS no Período 1984 a 1998

Modelando Brasil por OLS
A presente amostra abrange 1984 (1) a 1998 (10)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Constante	0.0609	0.0347	1.754	0.0811
Tbil3	0.9571	0.0301	31.749	0.0000

R^2 = 0.8513 F(1, 176) = 1008 [0.0000] DW = 1.32
RSS = 0.56699 para 2 variáveis e 178 observações
R^2 sazonal = 0.1548
AR 1- 7F(7,169) = 4.5232 [0.0001] **
ARCH 7 F(7,162) = 0.155398 [0.9930]
Normality $Chi^2(2)$= 75.886 [0.0000] **
Xi^2 F(2,173) = 2.7763 [0.0650]
Xi*Xj F(2,173) = 2.7763 [0.0650]
RESET F(1,175) = 9.1654 [0.0028] **

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

No intuito de sanar os problemas estatísticos presentes na tabela 2, foi adotado o procedimento de Cochrane-Orcut, para corrigir autocorrelação. A estimação da regressão corrigida por tal método é conhecida como estimação por mínimos quadrados generalizados (GLS). A tabela 3 traz os resultados da regressão da UIP por GLS no período de janeiro de 1984 a outubro de 1998; nesta, a letra P à frente da variável apenas indica que foi corrigida pelo procedimento de Cochrane-Orcut.

TABELA 3
Teste da UIP para o Brasil por GLS no Período 1984 a 1998

Modelando PBrasil por GLS
A presente amostra abrange 1984 (1) a 1998 (10)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Pconst	0.1423	0.04542	3.133	0.0020
PTbil3	0.8859	0.03936	22.506	0.0000

R^2 sazonal = 0.3527 DW = 1.86
RSS = 0.49165 para 2 variáveis e 178 observações

AR 1- 7F(7,169) = 1.1435 [0.3383]
ARCH 7 F(7,162) = 0.286832 [0.9584]
Normality Chiý(2)= 93.416 [0.0000] **
Xiý F(3,172) = 2.1179 [0.0997]
Xi*Xj F(3,172) = 2.1179 [0.0997]
RESET F(1,175) = 0.0609092 [0.8054]

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

Pela tabela 3, nota-se que tal período pode ser caracterizado como de alta mobilidade de capitais, com o coeficiente β = 0,88. Entretanto, para se aceitar a hipótese da UIP – dado que os re-

síduos após a transformação de Cochrane-Orcut não apresentaram problemas de autocorrelação–, β deveria ser unitário. Dessa maneira, apesar de esse período apresentar mobilidade de capitais, não é possível aceitar a hipótese da UIP. Além disso, no mesmo período, o teste de Chow captou a ocorrência de quebras estruturais.

Para sanar o problema da quebra estrutural, dividiu-se a série em três períodos distintos: de janeiro de 1984 a dezembro de 1989; de janeiro de 1990 a junho de 1994; e de julho de 1994 a outubro de 1998. Tais períodos procuram tornar mais homogênea a série de dados, e evitar, assim, a ocorrência de quebras estruturais.

A tabela 4 traz os resultados da regressão da UIP por OLS para o primeiro período. Pode ser verificado que tal regressão apresentou uma série de problemas estatísticos tanto nos resíduos quanto na especificação do modelo.

TABELA 4

Teste da UIP para o Brasil por OLS no Período de Jan./84 a Dez./89

Modelando Brasil por OLS

A presente amostra abrange 1984 (1) a 1989 (12)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Constante	0.1452	0.05726	2.536	0.0135
Tbil3	0.8782	0.04935	17.793	0.0000

R^2 = 0.8189 F(1, 70) = 316.6 [0.0000] DW = 1.12
RSS = 0.17127 para 2 variáveis e 72 observações

Critérios de Informação: SC =–5.9223; HQ =–5.9604; FPE = 0.0025
R^2 sazonal =–0.3674

AR 1- 5F(5, 65) = 3.4053 [0.0086] **
ARCH 5 F(5, 60) = 4.9599 [0.0007] **
Normality $Chi^2(2)$= 18.721 [0.0001] **
Xi^2 F(2, 67) = 9.1595 [0.0003] **
Xi*Xj F(2, 67) = 9.1595 [0.0003] **
RESET F(1, 69) = 7.967 [0.0062] **

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

Como antes, aplica-se a correção de Cochrane-Orcut para tentar eliminar os problemas presentes na tabela 4. A tabela 5 apresenta tal resultado.

TABELA 5
Teste da UIP para o Brasil por GLS no Período de Jan./84 a Dez./89

Modelando Brasil por GLS

A presente amostra abrange 1984 (1) a 1989 (12)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Pconst	0.2809	0.07254	3.872	0.0002
PTbil3	0.7621	0.06217	12.258	0.0000

RSS = 0.13641 para 2 variáveis e 72 observações DW = 1.47

Critérios de Informação: SC =–6.1499; HQ =–6.1879; FPE = 0.0020
R^2 sazonal = 0.4188

AR 1- 5F(5, 65) = 0.924163 [0.4712]
ARCH 5 F(5, 60) = 3.582 [0.0067] **
Normality $Chi^2(2)$= 10.941 [0.0042] **
Xi^2 F(3, 66) = 10.811 [0.0000] **
Xi*Xj F(3, 66) = 10.811 [0.0000] **
RESET F(1, 69) = 0.0764983 [0.7829]

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

Apesar de alguns problemas nos resíduos ainda permanecerem na tabela 5, é importante notar que o problema de autocorrelação serial (teste AR) foi corrigido. Ainda assim, não foi verificada a UIP, apesar da existência de razoável influência da taxa de juros externa na formação da taxa de juros doméstica (β = 0,76). Entretanto, esse período apresentou fortes quebras estruturais, o que dificultou uma análise mais criteriosa.

A tabela 6 explicita os resultados da equação da UIP para o período de janeiro de 1990 a junho de 1994.

TABELA 6
Teste da UIP para o Brasil por OLS no Período de Jan./90 a Jun./94

Modelando Brasil por OLS
A presente amostra cobre 1990 (1) a 1994 (6)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Tbil3	1.0128	0.008873	114.142	0.0000

RSS = 0.362175 para 1 variável e 54 observações DW = 1.21

Critérios de Informação: SC =–4.9307; HQ =–4.9533; FPE = 0.0069
R^2 sazonal =–0.1525

AR 1- 4F(4, 49) = 1.2084 [0.3192]
ARCH 4 F(4, 45) = 0.160915 [0.9570]
Normality $Chi^2(2)$= 24.042 [0.0000] **
Xi^2 F(2, 50) = 0.504054 [0.6071]
Xi*Xj F(2, 50) = 0.504054 [0.6071]
RESET F(1, 52) = 0.00251072 [0.9602]
Teste de Wald para Restrições Lineares (R = r)
LinRes F(1, 53) = 2.0886 [0.1543]
R matrix
Tbil3
1.000
r vector
1.000

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

A tabela 6 apresenta um resultado curioso: a ausência do termo constante, que se mostrou insignificante na regressão. Tal resultado indica que, apesar da instabilidade política presente na economia brasileira de janeiro de 1990 a junho de 1994, o mercado não cobrou um prêmio de risco. Mais que isso, a UIP foi verificada nesse intervalo de tempo, e isso sinaliza que a taxa de juros doméstica era completamente determinada pela taxa de juros externa mais a desvalorização cambial. Como pode ser verificado no teste de Wald (presente na tabela 6), não é possível rejeitar os níveis usuais de significância que β seja estatisticamente igual a 1. Dado que os resíduos mostraram-se não autocorrelacionados (teste AR), aceita-se a validade da UIP para o período de janeiro de 1990 a junho de 1994. Outro detalhe interessante é que, nesse período, não foi necessário submeter os dados ao procedimento de Cochrane-Orcut. Além disso, cabe ressaltar que só foi verificada uma quebra estrutural no final do período, o que mostra que o coeficiente encontrado vale por quase todo o intervalo.

Dando continuidade à análise, a tabela 7 apresenta os resultados encontrados para o período de julho de 1994 a outubro de 1998 (período inicial do Plano Real).

TABELA 7
Teste da UIP para o Brasil por OLS no Período de Jul./94 a Out./98

Modelando Brasil por OLS
A presente amostra abrange 1994 (7) a 1998 (10)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	teste t	t prob
Constante	1.2603	0.11509	10.949	0.0000
Tbil3	–0.2317	0.11404	–2.032	0.0475

R^2 = 0.0762 F(1, 50) = 4.13 [0.0475] DW = 0.3108
RSS = 0.005718 para 2 variáveis e 52 observações

Critérios de Informação: SC =–8.9633; HQ =–9.0096; FPE = 0.0001
R^2 sazonal =–4.7052

AR 1- 5F(5, 45) = 14.665 [0.0000] **
ARCH 5 F(5, 40) = 9.8858 [0.0000] **
Normality $Chi^2(2)$= 16.179 [0.0003] **
Xi^2 F(2, 47) = 5.6208 [0.0065] **
Xi*Xj F(2, 47) = 5.6208 [0.0065] **
RESET F(1, 49) = 14.038 [0.0005] **

Nota: * e **: indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

Devido aos resultados presentes na tabela 7, faz-se necessária a adoção do procedimento de Cochrane-Orcut para tentar eliminar os problemas verificados nos resíduos dessa estimativa. A tabela 8 traz a regressão corrigida por esse método.

Pela tabela 8, pode-se verificar que o problema de autocorrelação serial nos resíduos foi corrigido. Entretanto, a variável PTbil3 mostrou-se insignificante aos níveis estatísticos adotados como praxe. Isso implica que, nesse período, a taxa de juros doméstica foi totalmente determinada por fatores internos, e não guardou relação alguma com a taxa de juros externa. É importante ressaltar que não foram verificadas quebras estruturais no período de julho de 1994 a outubro de 1998.

TABELA 8
Teste da UIP para o Brasil por GLS no Período de Jul./94 a Out./98

Modelando Brasil por GLS
A presente amostra abrange 1994 (7) a 1998 (10)

Variável	Coeficiente	Desvio-Padrão	teste t	t-prob
Pconst	1.0997	0.06303	17.445	0.0000
PTbil3	–0.0705	0.06252	–1.129	0.2645

RSS = 0.001682 para 2 variáveis e 52 observações DW = 1.80
Critérios de Informação:SC =–10.186;HQ = –10.232;
FPE = 3.495e-005
R^2 sazonal = 0.9903

AR 1- 4F(4, 46) = 1.7059 [0.1649]
ARCH 4 F(4, 42) = 1.2057 [0.3226]
Normality $Chi^2(2)$= 26.118 [0.0000] **
Xi^2 F(3, 46) = 60.232 [0.0000] **
Xi*Xj F(3, 46) = 60.232 [0.0000] **
RESET F(1, 49) = 41.447 [0.0000] **

Nota: * e ** indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

4 CONCLUSÕES

Durante os períodos analisados, a UIP mostrou comportamentos distintos, e sua validade foi estrita apenas no período de janeiro de 1990 a junho de 1994. Neste, em que a taxa de juros doméstica foi determinada exclusivamente por fatores externos e não foi inflada por nenhum prêmio de risco. No período de janeiro de 1984 a dezembro de 1989, não se verificou a validade da UIP. Entretanto, o valor de β (0,76) nesse intervalo mostrou razoável mobilidade de capitais. A UIP foi completamente rejeitada entre julho de 1994 e outubro de 1998. Assim, nesse período a taxa de juros doméstica foi determinada exclusivamente por determinantes internos, e não teve relação com a taxa de juros internacional. Tal comportamento pode indicar um equívoco de política econômica na determinação da taxa de juros no Plano Real, pois, nesse período, o governo tentou, simultaneamente, controlar o câmbio e os juros.

Outro ponto interessante de ser notado é que este artigo confirma empiricamente o postulado teórico proposto por Krasker (1980), qual seja, a deficiência da UIP em economias de câmbio fixo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aliber, R. Z. "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation". Journal of Political Economy, v. 81, nº 6, p. 1451-59, 1973.

Blejer, Mario I. "Interest Rate Diferentials and Exchange Risk: Recent Argentine Experience". IMF Staff Papers, v. 29, p.270-80, June 1982.

Blejer, Mario I. e Gil Dias, José "On The Determination of Real Interest Rate in a Small Open Economy: Domestic Versus External Factors". Unpublished, Washington: International Monetary Fund, 1985.

Cavalcante, Mileno T. e Holanda, Marcos C. "Mobilidade de Capital Internacional no Brasil". *In*: Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria, Vitória; 1998.

Cumby, Robert E. e Obstfeld, M. "A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Diferentials: A Test of the Fisher Hypothesis". Journal of Finance, New York, v. 36, p. 697-703, June 1981.

Dooley, M. P. e Isnard, Peter "Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest Rate Parity". Journal of Political Economy, v. 88, nº 2, p. 370-84, April 1980.

Edwards, Sebastian e Khan, Mohsin S. "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework". IMF Staff Papers, v. 32, nº 3, , p. 377-403, September 1985.

Fair, Ray C. "Testing Rational Expectations Hypothesis in Macroeconometric Models". Oxford Economic Papers, v. 45, nº 2, p. 169-91, 1993.

Faruqee, Hamid "Dynamic Capital Mobility in Pacific Basin Developing Countries: Estimation and Policy Implications". IMF Staff Papers, v. 39, nº 3, p. 706-17, September 1992.

Frankel, Jeffrey A. "Measuring International Capital Mobility: A Review". American Economic Review, p. 197-202, May 1992.

Garcia, Marcio G. P. e Barcinski, Alexandre "Capital Flows to Brazil in the Nineties: Macroeconomic Aspects and Effectiveness of Capital Controls". Departamento de Economia PUC–RJ, Texto para Discussão nº 357, julho, 1996.

Greene, William H. Econometric Analysis. 3. ed. Prentice Hall International Inc., 1997.

Hall, S. G. e Hendry, S. G. B. "Macroeconomic Modelling". Amsterdam: North-Holland, 1988.

Harris, R. I. D.) "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling". Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf, 1995.

Khor, Hoe E. e Rojas-Suarez, Liliana "Interest Rates in Mexico". IMF Staff Papers, v. 38, nº 4, p. 850-871, December 1991.

Krasker, W. S. "The "Peso Problem" in Testing Efficiency of Forward Exchange Markets". Journal of Monetary Economics, v. 6, p. 269-76, 1980.

Mark, Nelson C. e Wu, Yangru "Rethinking Deviations From Uncovered Interest Parity: The Role of Covariance Risk and Noise". Economic Journal, v. 108, no. 451, p. 1686-1706, November 1998.

Meredith, Guy e Chinn, Menzie D. "Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity". NBER Working Paper, nº 6797, November, 1998.

Montiel, P. J. “Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates”. The World Bank Economic Review, v. 8, n. 3, September, 1994.

Stansfield, E. e Sutherland, A. "Exchange Rate Realignments and Realignment Expectations". Oxford Economic Papers, v. 47, nº 2, p. 211-29, April 1995.

Taylor, J. B. "The Current Account and Macroeconomic Policy: An Econometric Analysis". In The U.S. Trade Deficit: Causes, Consequences, and Curves. 12th Annual Economic Policy Conference Proceedings, Federal Reserve Bank of St. Louis, Kluwer Academic Publishing, Boston, p. 131-85, 1989.