

Garcia, Márcio Gomes Pinto; Olivares, Gino A.

Working Paper

O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real

Texto para discussão, No. 409

Provided in Cooperation with:

Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: Garcia, Márcio Gomes Pinto; Olivares, Gino A. (1999) : O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real, Texto para discussão, No. 409, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/186653>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO
Nº. 409

**O PRÊMIO DE RISCO DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL
DURANTE O PLANO REAL**

MÁRCIO G.P. GARCIA

GINO A. OLIVARES

NOVEMBRO 1999

O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real*

Márcio G. P. Garcia¹
Gino A. Olivares²

Departamento de Economia
Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio)
Rua Marquês de São Vicente 225, Gávea
Rio de Janeiro 22453-900, Brasil
Telefone: (0XX21) 274-2797
Fax: (0XX21) 294-2095

Março 2000

Resumo

A principal explicação sugerida pela literatura para o viés do preço futuro em relação à taxa de câmbio que prevalecerá no futuro é a existência de um prêmio de risco. Aplicamos aqui os principais modelos teóricos e técnicas econométricas para identificação e mensuração do prêmio de risco aos dados brasileiros do mercado futuro de câmbio posteriores ao Plano Real. Identifica-se um prêmio de risco que varia ao longo do tempo, o qual correlaciona-se com os fundamentos macroeconômicos da economia. A partir de 1999, coerentemente com a introdução da livre flutuação cambial, observou-se uma diminuição da importância do prêmio de risco relativamente aos erros de previsão na composição do forward discount. As técnicas empregadas permitem-nos avaliar importantes questões de política econômica, como o quanto podem cair as taxas de juros reais.

Classificação JEL: C29, F31, G15.

* Os autores gostariam de agradecer os comentários e sugestões dos participantes do Workshop de Política Monetária em Economias Abertas da PUC-Rio, do Seminário do Departamento de Economia da PUC-Rio, e do XXI Encontro Brasileiro de Econometria (Belém); especialmente a Ilan Goldfajn, Afonso Bevilaqua, Walter Novaes, Rogério Werneck, Gustavo Gonzaga, Gustavo Athayde e Sérgio Ferreira. Da mesma forma, agradecem as sugestões de Marcelle Chauvet, Cristiano Fernandes e Pedro Valls, e a assistência de Tatiana Didier. Como usual, os erros e omissões são unicamente de responsabilidade dos autores.

¹ Professor Associado e pesquisador do CNPq. E-mail: mgarcia@econ.puc-rio.br

² Doutorando. E-mail: olivares@econ.puc-rio.br

1. INTRODUÇÃO

A existência de um prêmio de risco nos mercados de câmbio tem importantes implicações para uma variedade de tópicos de análise macro e microeconômica, dentre os quais destacam-se a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio, a eficácia da intervenção esterilizada e a determinação das decisões de investimento dos agentes. Daí a existência de uma extensa literatura que estuda a presença de um prêmio de risco nos mercados de câmbio. A nível teórico, não existe consenso sobre a natureza desse prêmio, e a nível empírico, as respostas estão longe de serem conclusivas.

De fato, a hipótese sobre a existência de um prêmio de risco nos mercados de câmbio não é mais do que uma das respostas que os economistas têm dado à questão de por que as cotações dos mercados a termo ou futuro são estimadores viesados da taxa de câmbio a vigorar no futuro. Mas é bom deixar claro que tal hipótese não é a única existente na literatura para justificar tal viés. As resenhas de Lewis (1995) e Engel (1995) oferecem diversas explicações alternativas: ineficiência do mercado, aprendizagem, o problema do peso e comportamento irracional, entre outras.

O objetivo deste trabalho é estudar e medir o prêmio de risco existente no mercado de câmbio brasileiro. Para isso utilizaremos primeiro o arcabouço usado por Fama (1984). Apresentaremos e discutiremos este arcabouço teórico e depois mostraremos os resultados das nossas estimações para o Brasil. Em seguida, para obter uma medida do prêmio de risco, utilizaremos um modelo de extração de sinal, baseado na metodologia proposta por Wolff (1987) e Cheung (1993). Finalmente, na última parte do trabalho utilizaremos a nossa estimativa do prêmio de risco para decompor a taxa de juros doméstica e analisaremos se a condição de paridade coberta das taxas de juros se verifica no caso brasileiro. Contudo, antes de tudo isso, iniciaremos discutindo brevemente a relação existente entre as cotações dos mercados à vista e futuro.

2. O MERCADO FUTURO É UM BOM PREVISOR DA TAXA DE CÂMBIO A VIGORAR NO FUTURO?

2.1. A INTUIÇÃO³

Contratos futuros de US\$ são contratos celebrados entre duas instituições financeiras nas quais a instituição compradora se obriga a comprar da instituição vendedora uma determinada quantidade de US\$, numa determinada data, a um preço acertado na data presente. Por sua vez, a instituição vendedora se obriga a vender na data futura os US\$ ao preço previamente acordado.⁴ Assim, se na data de vencimento do contrato futuro o dólar à vista valer mais do que o preço acertado, ganha a instituição compradora (pois comprou por um preço menor que o preço que efetivamente vigorou), e perde a instituição vendedora.

Portanto, parece lógico concluir que o preço do contrato futuro do dólar americano (US\$) cotado na BM&F seja uma boa estimativa corrente que o mercado faz do valor do dólar à vista na data do vencimento do contrato futuro da BM&F (o último dia útil de cada mês). Entretanto, essa aparente lógica é falha. Vejamos o porquê.

A explicação que parece justificar a conclusão que o preço do dólar futuro seria uma boa estimativa do preço do dólar “pronto” no futuro é que o preço do dólar futuro seria uma média das estimativas do valor do dólar “pronto” na futura data de vencimento do contrato futuro. Ou seja, ao agregar as diferentes expectativas quanto ao comportamento do dólar “pronto” no futuro, o preço do dólar futuro representaria uma previsão do mercado do dólar “pronto”.

A explicação acima deixa de levar em consideração a razão pela qual investidores entram no mercado futuro de dólar. Três são as razões que movem os investidores: especulação, cobertura (*hedge*) e arbitragem. Um **especulador** compra

³ Esta sub-seção baseia-se em Garcia (1997).

⁴ Esta descrição não é completa, pois estamos omitindo importantes detalhes operacionais como as garantias exigidas pela BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros, em São Paulo) e os ajustes diários de margem. Incorporar tais detalhes à análise, entretanto, torná-la-ia ainda mais complexa, sem alterar as

ou vende só se espera ganhar com a transação. Já um *hedger* pode comprar ou vender com expectativa de perder dinheiro naquela transação, desde que a referida transação lhe possibilite reduzir o risco de seu portfólio inteiro. Um **arbitrador** aproveita-se das eventuais diferenças entre os preços de um mesmo ativo em diferentes mercados. O preço que vai vigorar no mercado futuro, portanto, é a resultante de todos esses agentes, cujas expectativas e conjuntos de informação podem inclusive diferir. Apenas por uma enorme coincidência o preço futuro representaria a média do preço à vista previsto para a data de vencimento do contrato futuro.

Para explicar o aparente paradoxo, é útil rever dois dos princípios fundamentais de finanças. O primeiro é que os investidores decidem seus investimentos com base num *trade-off* entre retorno esperado e risco. O segundo é que apenas o risco sistemático, não-diversificável, conta na determinação do preço de um ativo financeiro; ou seja, um ativo cujo retorno apresente grande variância, mas **não** apresente grande dose de risco sistemático, **não** precisará apresentar um alto retorno esperado para compensar a elevada variância do retorno. Em geral, a medida do risco sistemático envolve a correlação entre os retornos do ativo e alguma medida do risco agregado. No caso do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), o cerne do famoso **beta** é a correlação entre os retornos do respectivo ativo e do portfólio de mercado.

Como o contrato futuro de dólar cabe nessa classificação? Considere o evento "desvalorização cambial de janeiro de 1999" (aqui representando o risco agregado da economia brasileira). Em tal evento, o valor do ativo "contrato futuro de dólar" aumentou. Ou seja, o retorno do ativo "contrato futuro de dólar" apresenta uma correlação positiva com o risco agregado da economia brasileira; o contrato futuro rende mais justamente quando a grande maioria dos demais ativos está sofrendo violenta perda de valor. Em outras palavras, o contrato futuro de dólar constitui-se numa cobertura (*hedge*) contra o risco agregado.

Comprar um contrato futuro do dólar é como comprar um seguro contra parte da incerteza da economia brasileira. Logicamente, quanto mais distantes do vencimento do contrato futuro estivermos, maior será o risco envolvido, e maior será

conclusões.

o prêmio de seguro. Esse prêmio de seguro é a cunha entre o preço do dólar futuro e a expectativa do dólar pronto no vencimento. Em períodos de maior incerteza, tal cunha aumenta, diminuindo em períodos menos conturbados da economia. Em economias como a brasileira, tal cunha é sempre relevante. Infelizmente, não se pode medir diretamente⁵ a cunha entre o preço futuro do dólar e a expectativa do dólar à vista no vencimento. Tal impossibilidade de medição direta se deve ao fato de que expectativas estão dentro da cabeça dos operadores do mercado financeiro, não havendo registro direto das mesmas. O que se registra são os preços futuros do dólar, mas, como aqui se argüiu, o dólar futuro é algo distinto (geralmente maior) do que a expectativa do dólar no futuro. Ou seja, esperamos dividir a diferença entre o dólar futuro e o dólar à vista em duas componentes: a expectativa de depreciação cambial e o prêmio de risco cambial.

2.2. UMA BREVE EXPOSIÇÃO FORMAL

Nesta subseção, vamos utilizar uma versão simplificada do modelo de Lucas (1982) para mostrar que a cotação da taxa de câmbio do mercado futuro não é um previsor não-viesado da taxa de câmbio à vista a vigorar no futuro.

A grande vantagem do modelo de Lucas é que fornece um arcabouço flexível o suficiente para apreçar uma grande variedade de ativos. A chamada *equity price function* de Lucas tem o seguinte formato:

$$q_t^e = \beta E_t \left[\frac{U'_{t+1}}{U'_t} (\pi_{t+1} y_t + q_{t+1}^e) \right] \quad (1)$$

Onde q_t^e é o preço do ativo no período t , β é a taxa de desconto do consumidor representativo, U'_{t+1}/U'_t é a taxa marginal de substituição intertemporal, $\pi_{t+1} = p_{t-1}/p_t$ e y_t é o retorno nominal do ativo em $t+1$.

No nosso caso temos $q_t^e = 0$ ($\forall t$)⁶ e $y_t = F_{t+1,k-1} - F_{t,k}$, onde $F_{t,k}$ é o preço na data t de um contrato futuro com vencimento em $t+k$. Sendo assim, a Eq. (1) fica da

⁵ É uma variável não-observável.

⁶ Por convenção, contratos futuros são negociados sempre com preço zero, sendo o preço futuro ajustado para garantir tal condição.

seguinte forma:

$$0 = \beta E_t \left[\frac{U'_{t+1}}{U'_t} \pi_{t+1} (F_{t+1,k-1} - F_{t,k}) \right] \quad (2)$$

Definindo $R_{t,1} = \{\beta E_t[(U'_{t+1}/U'_t)\pi_{t+1}]\}^{-1}$ como o retorno de um ativo livre de risco contratado em t com vencimento no período seguinte podemos rescrever a Eq. (2):

$$F_{t,k} = \beta E_t \left[\frac{U'_{t+1}}{U'_t} \pi_{t+1} R_{t,1} F_{t+1,k-1} \right] \quad (3)$$

Para simplificar a notação vamos definir $Q_{t,k} = \beta^k (U'_{t+k}/U'_t) \pi_{t+k}$. Substituindo $F_{t+i,k-i}$ ($i=1,\dots,k$), usando a Lei das Expectativas Iteradas e sabendo que $F_{t+k,0} = S_{t+k}$, obtemos:

$$F_{t,k} = E_t \left[Q_{t,k} \left(\prod_{i=t}^{t+k-1} R_{i,1} \right) S_{t+k} \right] \quad (4)$$

Finalmente, usando $\text{Cov}(XY) = E(X)E(Y) - E(XY)$, obtemos a expressão que relaciona $F_{t,k}$ com $E_t(S_{t+k})$:

$$F_{t,k} = E_t(S_{t+k}) + \text{Cov}_t \left[Q_{t,k} \left(\prod_{i=t}^{t+k-1} R_{i,1} \right), S_{t+k} \right] \quad (5)$$

Vemos então que os preços do mercado futuro não podem, em geral, ser considerados previsores não-viesados dos preços do mercado à vista a vigorar no futuro. Hodrick (1987) assinala que a covariância que aparece no lado direito da Eq. (5) pode ser considerada como sendo o prêmio de risco do mercado de futuros.

Passamos agora ao estudo empírico do prêmio de risco cambial no Brasil.

3. O PRÊMIO DE RISCO NO MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO. A METODOLOGIA DE FAMA

Em um artigo clássico, Eugene Fama (1984) derivou e testou um modelo para a medição conjunta da variação do prêmio e do componente esperado das taxas a termo. Utilizando dados para nove das moedas internacionalmente mais negociadas no período agosto 1973 – dezembro 1982, ele encontrou evidências de que ambas as componentes das taxas a termo variam ao longo do tempo. As duas principais conclusões do trabalho de Fama--que constituíram-se em um desafio para os pesquisadores na área de finanças internacionais--foram as seguintes:

1. O prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado a termo são negativamente correlacionados, e
2. A maior parte da variação nas cotações a termo é devida a variações no prêmio de risco.

Na seguinte subseção apresentamos a versão do modelo de Fama proposta no livro-texto de Obstfeld e Rogoff (1996).

3.1. O ARCABOUÇO TEÓRICO DE FAMA

Vamos começar decompondo a taxa de câmbio no mercado a termo, f_t , em duas componentes: uma taxa esperada e um prêmio de risco:

$$f_t = E_t(s_{t+1}) + p_t \quad (6)$$

Todas as variáveis estão em forma de logaritmos e o valor esperado da taxa spot futura, $E_t(s_{t+1})$, é a previsão racional ou eficiente, condicional a toda a informação disponível em t .⁷ A Eq. (6) é uma definição particular da componente de prêmio da taxa a termo, porém não é a única possível. Esta definição do componente de prêmio é equivalente, por exemplo, à noção de "ruído" usada por Durlauf e Hall (1989).⁸

⁷ Utilizando uma especificação logarítmica evita-se qualquer problema que possa surgir a partir da desigualdade de Jensen. Vide a referência ao paradoxo de Siegel em Obstfeld e Rogoff (1996), páginas 586-588.

⁸ No arcabouço de separação do ruído do sinal, o sinal--que representa o modelo básico--é a esperança

A hipótese de expectativas racionais nos permite escrever s_{t+1} como a soma de uma componente esperada, $E_t(s_{t+1})$, e uma componente não-esperada, v_{t+1} , correspondente ao erro de previsão. Este último termo deve ser ortogonal a todas as variáveis observadas em t . Assim,

$$s_{t+1} = E_t(s_{t+1}) + v_{t+1} \quad (7)$$

A partir da Eq. (6) e subtraindo a taxa à vista corrente, s_t , de ambos lados da equação, obtemos

$$f_t - s_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t \quad (8)$$

Decompondo $(f_t - s_t)$ como $(f_t - s_{t+1})$ mais $(s_{t+1} - s_t)$, considere agora as regressões de $(f_t - s_{t+1})$ e $(s_{t+1} - s_t)$ (ambas observadas em $t+1$) sobre $(f_t - s_t)$ (observada em t),

$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (9)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (10)$$

Estas são as duas equações “fundamentais” de Fama. Observe que, na Eq. (9), $(f_t - s_{t+1})$ é o prêmio, p_t , mais v_{t+1} , o erro aleatório da previsão racional $E_t(s_{t+1})$. Evidência de que β_1 na Eq. (9) é diferente de zero implicaria que o prêmio a termo, $(f_t - s_t)$, ajuda a explicar $(f_t - s_{t+1})$. Na Eq. (10) temos que $(s_{t+1} - s_t)$ é a variação futura da taxa à vista e $(f_t - s_t)$ é, de novo, o prêmio a termo no período t . Evidência de que β_2 é diferente de zero implicaria que o prêmio a termo observado em t tem informação sobre a variação futura da taxa à vista, a ser observada em $t+1$. O teste típico de "eficiência" do mercado a termo--isto é, de ausência de viés de previsão das taxas a termo--consiste em avaliar a hipótese conjunta $H_0: \alpha_2=0$ e $\beta_2=1$ na Eq. (10) (Obstfeld e Rogoff (1996)). Assim, a Eq. (10), que representa a regressão da variação na taxa à vista, $(s_{t+1} - s_t)$, sobre a taxa a termo menos a taxa à vista corrente, $(f_t - s_t)$, é muito comum na literatura. Há um aparente consenso acerca de que valores de β_2 diferentes de 1 na Eq. (10) podem de alguma forma ser gerados pela componente de prêmio de risco da taxa a termo; componente que estaria mudando ao longo do tempo.

da taxa de câmbio no futuro, e o ruído é o prêmio de risco e tudo o mais não captado pelo modelo.

Observe as Eqs. (9) e (10). Dado que $(f_t - s_t)$ é igual a $(f_t - s_{t+1})$ mais $(s_{t+1} - s_t)$, então a soma dos interceptos em (9) e (10) deve ser zero, a soma das inclinações deve ser igual a um, e os distúrbios aleatórios, período-a-período, devem somar zero. Isto implica que as regressões (9) e (10) contêm a mesma informação sobre a variação das componentes p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$ de $(f_t - s_t)$ e então nós não precisamos das duas para mostrar as conclusões de Fama. Não obstante, a análise conjunta de ambas as regressões ajuda a esclarecer a informação contida em cada uma delas.

Para podermos explicar as duas conclusões fundamentais de Fama precisamos olhar os limites em probabilidade dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de β_1 e β_2 . Tendo em mente a hipótese de que o valor esperado da futura taxa à vista é uma expectativa eficiente ou racional, os limites em probabilidade dos estimadores das inclinações das regressões (9) e (10) são:

$$\begin{aligned} \text{plim}(\hat{\beta}_1^{\text{MQO}}) &= \frac{\text{Cov}(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} = \frac{\text{Cov}(p_t - v_{t+1}, E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t)}{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t)} = \\ &= \frac{\text{Var}(p_t) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \end{aligned} \quad (11)$$

Da mesma forma,

$$\begin{aligned} \text{plim}(\hat{\beta}_2^{\text{MQO}}) &= \frac{\text{Cov}(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} = \\ &= \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \end{aligned} \quad (12)$$

Quando $\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t)) = 0$, os coeficientes β_1 e β_2 dividem a variância de $(f_t - s_t)$ em duas partes: a proporção devida à variância do prêmio e a proporção devida à variância da depreciação esperada da taxa à vista. Desafortunadamente, este é um caso muito especial. Quando as duas componentes de $(f_t - s_t)$ são correlacionadas, os coeficientes das regressões ainda incluem as proporções da $\text{Var}(f_t - s_t)$ devidas a $\text{Var}(p_t)$ e $\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$, mas perde-se a interpretação simples de β_1 e β_2 obtida quando p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$ são ortogonais. O termo problemático nas Eqs. (11) e (12),

$\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))$, nas palavras do próprio Fama (1984), "é um assunto central nos testes empíricos".

A primeira conclusão de Fama, baseada nas suas estimativas sempre negativas de β_2 , foi de que existe uma covariância negativa entre p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$. Usando a Eq. (8) na Eq. (12) e assumindo $\hat{\beta}_2 < 0$, nós obtemos:

$$p \lim(\hat{\beta}_2^{\text{MQO}}) = \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Cov}(E_t(s_{t+1} - s_t), p_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} < 0 \quad (13)$$

Como as variâncias são não-negativas, a única possibilidade consistente com $\hat{\beta}_2 < 0$ é:

$$\text{Cov}(E_t(s_{t+1} - s_t), p_t) < 0 \quad (14)$$

A segunda conclusão de Fama, de que a principal fonte de variação nas taxas a termo é a variação no prêmio, é uma consequência de suas estimativas de $\beta_2 < 1/2$.⁹ Utilizando de novo as Eqs. (7) e (3), junto com a condição $\hat{\beta}_2 < 1/2$ e depois de um pouco de álgebra, obtemos:

$$\frac{1}{2}[\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Var}(p_t)] > \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) \quad (15)$$

que, por sua vez, implica:

$$\text{Var}(p_t) > \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) \quad (16)$$

A nível teórico, tem sido difícil achar uma justificativa razoável para a primeira das duas conclusões de Fama. O próprio Fama assinala que não existe uma razão intuitiva para explicar esse resultado. A segunda das conclusões de Fama tem sido, de longe, a mais desafiante para os pesquisadores tentando modelar o risco cambial (Obstfeld e Rogoff (1996)). A Tabela 1 apresenta um resumo das implicações de Fama. Na seguinte seção, vamos analisar se os resultados para o Brasil são consistentes ou não com as conclusões de Fama.

⁹ Esta não é a forma utilizada por Fama para justificar o seu resultado. A prova apresentada aqui

Tabela 1
Resumo das implicações de Fama

Caso		$\beta_2 = \frac{\text{Cov}(d, d + p)}{\text{Var}(d + p)}$	Var(p) e Var(d)	Cov(d,p)
I	Paridade não coberta de juros	= 1	Var(d) > Var(p) = 0 ou Var(p) = Cov(d,p)	Cov(d,p) = 0 ou Cov(d,p) < 0
II	<i>Forward premium puzzle</i>	< 0	Var(p) > Cov(d,p) > Var(d)	Cov(d,p) < 0
III		> 1	Var(d) > Cov(d,p) > Var(p)	Cov(d,p) < 0
IV		= 0,5	Var(d) = Var(p)	Indeterminado

Nota: Aqui **d** representa a taxa de depreciação esperada e **p** representa o prêmio de risco.

3.2. RESULTADOS PARA O BRASIL UTILIZANDO O ARCABOUÇO TEÓRICO DE FAMA

Para implementar a metodologia de Fama no caso brasileiro, nós utilizamos a taxa de câmbio à vista e a cotação do futuro de um mês do dólar norte-americano negociado na BM&F. As taxas correspondem ao primeiro dia útil do mês e estão cotadas em reais por dólar. A amostra inclui 45 observações correspondentes ao período abril 1995 - dezembro 1998. Usamos este período para evitar misturar distintos regimes cambiais.¹⁰ Como se sabe, do início do Plano Real (julho 1994) até março 1995 vigorou um regime de flutuação cambial. De abril 1995 a dezembro 1998 vigorou um regime semelhante a um *crawling-peg*. Após janeiro 1999 voltou a vigorar a livre flutuação.

A análise de regressão que segue depende, crucialmente, da estacionariedade das séries. Para examinar a existência de raízes unitárias nas nossas séries nós utilizamos, como é usual, o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Na Tabela 2

corresponde a Obstfeld e Rogoff (1996).

¹⁰ No Apêndice A apresentamos os resultados da estimação das equações de Fama para o período

apresentamos um resumo dos testes ADF para as três séries a serem utilizadas na nossa análise. Em todos os casos, foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária.

Tabela 2
Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)
Período: 1995:04 - 1998:12

	$s_{t+1} - s_t$	$f_t - s_{t+1}$	$f_t - s_t$
Estatística do teste	-5,706520	-6,534013	-3,709942
Nível de significância	1%	1%	1%
Número de defasagens	4	2	8
Constante	Sim	Sim	Sim
R ² da regressão	0,936524	0,781703	0,502066

A Tabela 3 apresenta um resumo das principais estatísticas das séries. Observe que o desvio padrão de $(f_t - s_{t+1})$ é maior do que o desvio padrão de $(s_{t+1} - s_t)$. Isto implica que, em termos do desvio-padrão dos erros de previsão, a taxa à vista corrente é um melhor predictor da futura taxa de câmbio à vista do que a taxa de câmbio do mercado futuro.¹¹ Porém, é preciso ser cuidadoso com essa implicação, porque se a componente de prêmio de risco da taxa de câmbio do mercado futuro variar ao longo do tempo, essa variação pode estar ocultando o poder de previsão da taxa de câmbio do mercado futuro. Esta é uma boa razão para analisar as Eqs. (9) e (10) de forma conjunta.

Como era esperado, as autocorrelações de $(s_{t+1} - s_t)$ são todas próximas a zero. A série $(f_t - s_{t+1})$ apresenta autocorrelação positiva. Lembre que $(f_t - s_{t+1})$ é, no arcabouço de Fama, o prêmio, p_t , mais o erro de previsão, $E_t(s_{t+1}) - s_{t+1}$, que deveria ser um "ruído branco" sob a hipótese de expectativas racionais. Assim, baseados no

agosto 1994 - janeiro 2000, utilizando variáveis *dummy* para separar os distintos períodos.

¹¹ Intuitivamente, isto quer dizer que a taxa de câmbio à vista do período t estaria mais próxima da taxa

comportamento de $(f_t - s_{t+1})$ --e sob a hipótese de racionalidade--há evidência de autocorrelação no prêmio de risco. Isto é, um prêmio de risco alto neste mês seria um indicador de que deveria se esperar um prêmio de risco alto também no mês seguinte. Essa característica de persistência no prêmio de risco aparece também em trabalhos feitos com dados de outros países, como Wolff (1987) ou Cheung (1993), que analisam as taxas de câmbio bilaterais dólar/libra, dólar/marco e dólar/iene.

Por outro lado, a série $(f_t - s_t)$ mostra uma autocorrelação de primeira ordem de 0,70 e uma autocorrelação de segunda ordem de 0,57. Dado que $(f_t - s_t)$ é o prêmio p_t , mais a taxa de depreciação esperada da taxa à vista, $E_t(s_{t+1} - s_t)$, as autocorrelações de $(f_t - s_t)$ indicam que p_t e/ou $E_t(s_{t+1} - s_t)$ apresentam autocorrelação positiva.

Tabela 3
Resumo das Principais Estatísticas das Séries
Período: 1995:04 - 1998:12

$s_{t+1} - s_t$			$f_t - s_{t+1}$			$f_t - s_t$		
Média	0,65		Média	0,34		Média	0,99	
Desvio padrão	0,36		Desvio padrão	0,48		Desvio padrão	0,49	
Lag	AC	ACP	Lag	AC	ACP	Lag	AC	ACP
1	-0,08	-0,08	1	0,49	0,49	1	0,70	0,70
2	-0,03	-0,04	2	0,18	-0,08	2	0,57	0,16
3	-0,08	-0,08	3	-0,01	-0,08	3	0,37	-0,16
4	0,10	0,09	4	0,09	0,18	4	0,18	-0,18
5	-0,05	-0,05	5	0,09	-0,02	5	0,05	-0,02
6	0,07	0,07	6	0,01	-0,09	6	-0,04	-0,00
7	-0,06	-0,04	7	-0,08	-0,03	7	-0,08	0,01
8	-0,07	-0,09	8	-0,15	-0,12	8	-0,15	-0,12
9	-0,03	-0,03	9	-0,07	0,06	9	-0,13	0,05
10	0,02	-0,01	10	0,00	0,04	10	-0,11	0,05
11	-0,00	-0,00	11	-0,08	-0,16	11	-0,09	-0,03
12	-0,00	-0,00	12	-0,08	0,07	12	-0,14	-0,18

de câmbio à vista do período t+1 do que a taxa de câmbio do mercado futuro.

Agora vamos analisar os resultados das regressões que correspondem às Eqs. (9) e (10), cujos resultados são mostrados na Tabela 4. Sejam a_1 , a_2 , b_1 e b_2 as estimativas de MQO de α_1 , α_2 , β_1 , e β_2 , respectivamente. Observe que, dada a complementariedade das Eqs. (9) e (10), as estimativas dos interceptos (a_1 e a_2) nas duas regressões somam zero, as estimativas das inclinações (b_1 e b_2) somam um, e a soma dos resíduos, período-a-período, é zero.

Tabela 4
Resultados da Estimação por MQO das regressões de Fama usando dados brasileiros
Período 1995:04 - 1998:12

Estimativas dos Coeficientes e Desvios-padrão				Autocorr. e Autocorr. Parciais de w_t		
$f_t - s_{t+1} =$ $a_1 + b_1(f_t - s_t) + w_{1,t}$		$s_{t+1} - s_t =$ $a_2 + b_2(f_t - s_t) + w_{2,t}$		Lag	AC	ACP
a_1	-0,3579	a_2	0,3579	1	-0,09	-0,09
$s(a_1)$	0,1370	$s(a_2)$	0,1370	2	-0,19	-0,20
b_1	0,7050	b_2	0,2950	3	-0,25	-0,30
$s(b_1)$	0,1789	$s(b_2)$	0,1789	4	0,06	-0,06
R_4^2	0,5308	R_5^2	0,1653	5	-0,02	-0,15
$s(w_{1,t})$	0,3295	$s(w_{2,t})$	0,3295	6	0,08	-0,02

Nota: Os desvios-padrão dos coeficientes são "White Heteroskedasticity-Consistent".

Tal como aparece na Tabela 4, nós obtivemos estimativas pontuais de 0,358 para α_2 e de 0,295 para β_2 . O hipótese típica de "eficiência" ($H_0: \alpha_2=0, \beta_2=1$) é rejeitada na nossa amostra usando um teste de Wald (estatística-F = 30,229 com nível de significância = 0,00000). Analisando os coeficientes de forma individual, nós rejeitamos $H_0: \alpha_2=0$, porém não é possível rejeitar $H_0: \beta_2=0$, nem sequer ao nível de significância de 10%.

As nossas estimativas para β_1 e β_2 merecem uma análise mais profunda. De acordo com as Eqs. (11) e (12), β_1 , o coeficiente de $(f_t - s_t)$ na regressão que tem $(f_t - s_{t+1})$ como variável dependente, contém a proporção da variância de $(f_t - s_t)$ devida à

variação de sua componente de prêmio, p_t , enquanto β_2 , o coeficiente de $(f_t - s_t)$ na regressão que tem $(s_{t+1} - s_t)$ como variável dependente, contém a proporção da variância de $(f_t - s_t)$ devida à variação da taxa de depreciação esperada da taxa à vista, $E_t(s_{t+1} - s_t)$. Fama (1984) obteve estimativas maiores do que 1,0 em valor absoluto para β_1 , e por essa razão ele não conseguiu interpretar os seus resultados dessa forma. Mas, em contraste aos resultados de Fama, as nossas estimativas sim, podem ser interpretadas em termos dessas proporções, pois tanto b_1 quanto b_2 são positivas. Só para fins ilustrativos rodamos *rolling regressions* da Eq. (10) utilizando uma janela de 30 observações e obtivemos estimativas pontuais para β_2 que foram, em geral, positivas e menores do que 1,0 em valor absoluto.¹² A nossa estimativa para β_2 utilizando a amostra inteira é aproximadamente 0,29, mas não é significativamente diferente de zero. De fato, a hipótese nula $H_0: \beta_2=0$ só pode ser rejeitada, quando utilizamos *rolling regressions*, num único intervalo (Vide o Apêndice B).

Fama (1984) e vários outros autores obtiveram estimativas para β_2 que eram significativamente menores do que 1,0. De fato, como assinalado por Froot e Thaler (1989), o resultado típico é uma estimativa negativa para β_2 . Porém, nós não achamos estimativas pontuais negativas para β_2 , com uma única exceção ao rodar *rolling regressions*.

Antes de analisar se os nossos resultados são compatíveis com as duas conclusões fundamentais de Fama, vale a pena deter-nos para tentar explicar a razão pela qual as nossas estimativas para β_2 são positivas, e não negativas como na maioria dos resultados que aparecem na literatura. Pesquisa recente (Bansal e Dahlquist (1999)) mostra que estimativas negativas para β_2 --o chamado *forward discount puzzle*-- são obtidas só em economias desenvolvidas, enquanto que em economias emergentes o comum é obter estimativas positivas.

Bansal e Dahlquist (1999)--doravante B&D--trabalharam com uma amostra de 28 países, dos quais 16 foram classificados como desenvolvidos e 12 como emergentes (O Brasil não faz parte da amostra), abarcando o período 1976-1998. Utilizaram uma especificação similar à Eq. (10) acima, porém permitindo que a

¹² Lembremo-nos que $b_2 = 1 - b_1$ para qualquer amostra.

inclinação β_2 seja uma função linear de um atributo. Os atributos definidos pelos autores como relevantes foram variáveis econômicas de fácil interpretação: PIB per capita, inflação, volatilidade da inflação e a classificação de crédito (*credit rating*) do país. A estimação conjunta para a amostra inteira foi feita pelo Método dos Momentos Generalizado.

A evidência obtida por B&D indica que países com baixa renda per capita, alta volatilidade da inflação e baixa classificação de crédito são os países que têm as maiores estimativas para β_2 . No outro extremo, países com renda per capita elevada, boa classificação de crédito e pouca volatilidade da inflação são os principais candidatos a terem valores negativos para β_2 . Segundo B&D, dado que as variáveis consideradas como "atributos" são o resultado, principalmente, das políticas monetária e fiscal, a evidência apresentada por eles implicaria que as diferenças nos resultados entre países poderiam ser, pelo menos em parte, devidas às diferenças na condução de tais políticas.

Então, os nossos resultados, em particular as estimativas positivas para β_2 , são consistentes com as evidências apresentadas por Bansal e Dahlquist, por ser o Brasil uma economia emergente. Um fato estilizado que aparece no trabalho de B&D é que as estimativas negativas para β_2 para as economias desenvolvidas aparecem quando a taxa de juros americana (considerada como a taxa de juros externa) é maior do que a taxa de juros doméstica, implicando que a variância do prêmio de risco é maior do que a variância da taxa de depreciação esperada. No caso em que a taxa de juros doméstica é maior do que a taxa de juros americana (que seria o caso brasileiro), a estimativa para β_2 seria positiva, implicando que a variância da taxa de depreciação esperada é maior do que a variância do prêmio de risco. Embora B&D não tenham encontrado essa mesma relação para as economias emergentes por eles estudadas (dentre as quais não está a brasileira), pode-se levantar a hipótese de que os fatores por trás das elevadas taxas de juros que vigoraram no Brasil explicariam também as nossas estimativas positivas para β_2 .

Vamos voltar à análise da consistência dos nossos resultados com os dois resultados "fundamentais" de Fama. O fato de não termos obtido estimativas

negativas para β_2 , não nos permite concluir que exista uma correlação negativa entre p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$. O gráfico das estimativas das *rolling regressions* para β_2 usando uma janela com 30 observações--apresentado no Apêndice B--mostra que, só no final da amostra, conseguimos encontrar uma estimativa negativa, mesmo que tal estimativa não seja significativamente diferente de zero. Nessas condições, para que os nossos resultados fossem compatíveis com a primeira conclusão de Fama nós precisaríamos que essa covariância entre p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$ fosse negativa, porém menor do que $\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$ em valor absoluto.

Mesmo com as nossas estimativas positivas para β_2 , ainda seria possível dizer que os nossos resultados são consistentes com a afirmação de Fama--de que a variância de p_t deve ser maior do que a variância de $E_t(s_{t+1} - s_t)$ --se β_2 fosse menor do que 1/2. Porém, os nossos resultados não nos permitem rejeitar $H_0: \beta_2 = 1/2$. Quando $\beta_2 = 1/2$, tem-se que a variância do prêmio de risco iguala a da depreciação esperada, isto é, $\text{Var}(p_t) = \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$ (Vide Tabela 1).

Esse mesmo resultado pode ser confirmado de uma outra forma. A covariância não-nula entre p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$ --lembre que não obtivemos a evidência conclusiva sobre o sinal dessa covariância que Fama obteve--não nos permite usar os coeficientes das regressões para estimar os valores $\text{Var}(p_t)$ e $\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$. No entanto, com as Eqs. (11) e (12), é possível estimar a diferença entre as duas variâncias como proporção de $\text{Var}(f_t - s_t)$,

$$p \lim(\hat{\beta}_1^{\text{MQO}} - \hat{\beta}_2^{\text{MQO}}) = \frac{\text{Var}(p_t) - \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(f_t - s_t)} \quad (17)$$

Utilizando as nossas estimativas para β_1 e β_2 e o fato de que, devido à correlação negativa perfeita entre ambas estimativas, o desvio-padrão da diferença entre eles é duas vezes o próprio desvio-padrão do estimador (que é igual para β_1 e β_2), não foi possível rejeitar a hipótese nula de que tal diferença seja igual a zero. Em outras palavras, e usando a Eq. (17), não foi possível rejeitar a hipótese de que a variância do prêmio de risco, $\text{Var}(p_t)$, seja igual à variância da taxa de depreciação esperada, $\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))$.

Em resumo, não foi possível verificar a validade de nenhuma das conclusões "fundamentais" de Fama para o caso brasileiro. As nossas estimativas de β_2 foram sempre positivas, o que invalidou a primeira conclusão de Fama de que a taxa de depreciação esperada teria correlação negativa com o prêmio de risco. Por outro lado, elas também não foram estatisticamente diferentes de 1/2, com o qual não foi possível rejeitar a hipótese de que a variância do prêmio de risco iguala-se à variância da taxa de depreciação esperada. Pesquisa recente (B&D) mostra, utilizando uma amostra de países que não inclui o Brasil, que esses são os resultados típicos para as economias emergentes por eles estudadas.

3.3. RESULTADOS UTILIZANDO UMA BASE DE DADOS ALTERNATIVA

Antes de finalizar esta seção vamos comentar os resultados da estimação da Eq. (10) utilizando uma base de dados alternativa. Neste caso, utilizamos a informação diária dos *swaps* de câmbio de um mês negociados na BM&F. Estes *swaps* são na verdade contratos a termo, razão pela qual são de utilidade como indicação de taxa de depreciação projetada pelo mercado. Utilizando dados do período 10/12/1997 - 13/01/2000 (513 observações) e a taxa de variação da PTAX entre o dia anterior à data base (db-1) e o dia anterior ao vencimento (v-1) como a taxa de depreciação ocorrida, rodamos *rolling regressions* para a Eq. (10) com uma janela de 100 observações.

Os resultados, apresentados na Figura 1, mostram que antes da mudança de regime de janeiro de 1999, as estimativas de β_2 eram quase sempre negativas, porém próximas ao valor zero. A partir da segunda metade do mês de dezembro de 1998, as estimativas começam a aumentar,¹³ aumentando drasticamente quando se inclui o período conturbado de janeiro e fevereiro de 1999,¹⁴ para logo descer e oscilar ao redor do valor um.

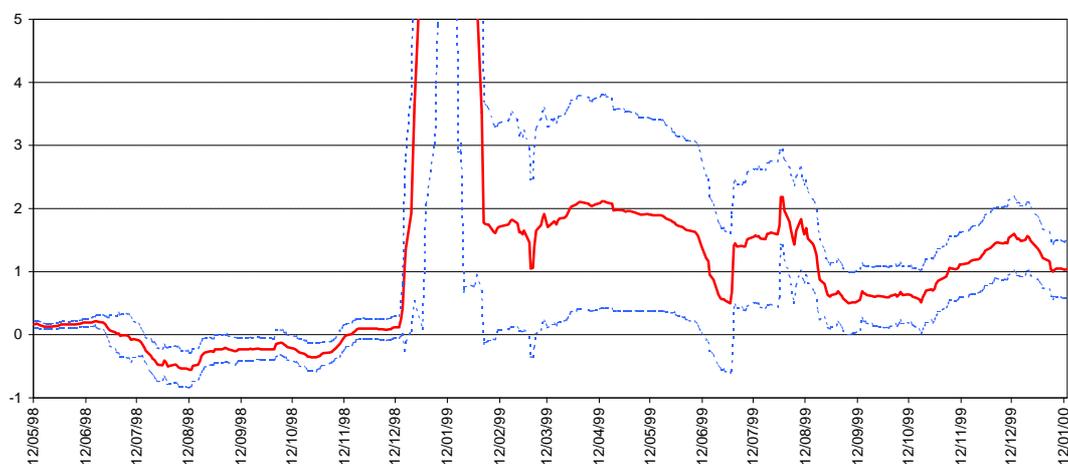
A mudança de patamar pode ser explicada, à luz da Tabela 1, pela mudança de regime. O Brasil trocou o regime de *crawling-peg*, no qual a variância do prêmio de

¹³ As datas no gráfico correspondem à última observação da janela.

¹⁴ A estimativa pontual máxima (26,88) é alcançada precisamente com a janela que acaba no dia 13 de janeiro de 1999 (data da mudança do regime cambial).

risco é mais importante do que a variância da taxa de depreciação esperada, por um regime de flutuação, no qual a variância da taxa de depreciação esperada torna-se mais importante do que a variância do prêmio de risco.¹⁵ Não deixa de ser curioso que, precisamente quando a depreciação esperada torna-se mais importante vis-à-vis o prêmio de risco, a regressão de Fama (Eq. (9)) passe a não rejeitar a hipótese nula que o intercepto seja igual a um, o que é usualmente interpretado como uma evidência da “eficiência” do mercado futuro, ou da boa capacidade do preço futuro em prever o câmbio no futuro.

**Figura 1: Estimativas de Beta 2 usando swaps de 1 mês
Rolling regressions com janela de 100 observações**



Na próxima seção utilizaremos uma metodologia alternativa para medir o prêmio de risco do mercado de câmbio brasileiro.

4. MEDINDO O PRÊMIO DE RISCO ATRAVÉS DO FILTRO DE KALMAN

Nesta seção vamos utilizar uma metodologia diferente para identificar o prêmio de risco no mercado de câmbio brasileiro, no período posterior à implementação do Plano Real, num sub-período identificado pela vigência de um regime cambial semelhante a um *crawling-peg* que vai de abril 1995 até dezembro

¹⁵ Essa mudança pode ser confirmada calculando-se os desvios-padrão de $(s_{t+1} - s_t)$ e $(f_t - s_{t+1})$. Retirando-se da amostra as observações do intervalo $\{13/01/99 \pm 30 \text{ dias}\}$ observa-se que no período do *crawling-peg* o desvio-padrão de $(s_{t+1} - s_t)$ foi menor do que o desvio-padrão de $(f_t - s_{t+1})$, mas que essa relação inverteu-se no novo regime de livre flutuação.

1998. A metodologia utilizada aqui é desenvolvida Wolff (1987) e utilizada também por Cheung (1993).

Vamos começar especificando o modelo utilizado por Wolff para estudar o comportamento do prêmio de risco ao longo do tempo. Para maior clareza da exposição, vamos rescrever as Eqs. (6) e (7) de uma forma ligeiramente diferente:

$$f_t = E_t(s_{t+1}) + p_t \quad (6)$$

$$-v_{t+1} = E_t(s_{t+1}) - s_{t+1} \quad (7')$$

Agora estamos prontos para especificar o modelo na forma espaço de estado:

$$f_t - s_{t+1} = p_t + v_{t+1} \quad (18)$$

$$p_t = \alpha + \phi p_{t-1} + z_t \quad (19)$$

$$\begin{pmatrix} z_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim \text{i.i.d.} \mathcal{N} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q^2 & 0 \\ 0 & R^2 \end{pmatrix} \right] \quad (20)$$

A Eq. (18) indica que o erro de previsão resultante da utilização da taxa do mercado futuro como um predictor da futura taxa à vista pode ser dividido em duas componentes: uma componente de prêmio de risco e uma componente de erro de previsão do tipo “ruído branco”, devida à aparição de nova informação entre t e $t+1$. Na terminologia dos modelos de extração de sinal, a componente de prêmio, p_t , seria o sinal que nós gostaríamos de identificar, enquanto a componente de erro de expectativas, v_{t+1} , seria o ruído que é adicionado ao sinal.¹⁶

A estimação do modelo composto pelas Eqs. (18) – (20) tem que ser feito pelo método de Máxima Verossimilhança, utilizando o algoritmo do Filtro de Kalman. Em termos gerais, a nossa medida do prêmio de risco, p_t , pode ser um processo ARMA(p,q), portanto, um problema adicional ao problema de estimação é a identificação do modelo ARMA apropriado. A estratégia utilizada pelo Wolff (1987) se baseia na identificação preliminar, utilizando as autocorrelações da série $(f_t - s_{t+1})$, dos processos ARMA que seriam compatíveis com o processo gerador de $(f_t - s_{t+1})$,

¹⁶ É bom deixar claro que, neste contexto, a noção de ruído é diferente da noção proposta por Durlauf e Hall (1989), mencionada na seção anterior, e utilizada em trabalhos similares, como Konuki (1999).

levando em conta o fato de que $(f_t - s_{t+1})$ é a soma de p_t com um termo que é, por definição, um “ruído branco”.

O que apresentamos aqui como a nossa medida do prêmio de risco é a série suavizada resultante da estimação do modelo composto pelas equações (18) – (20), considerando que o processo que melhor identifica o prêmio de risco é um AR(1) com intercepto¹⁷. Na Figura 2 apresentamos a nossa estimativa do prêmio de risco conjuntamente com o *forward discount*, definido como $(f_t - s_{t+1})$.

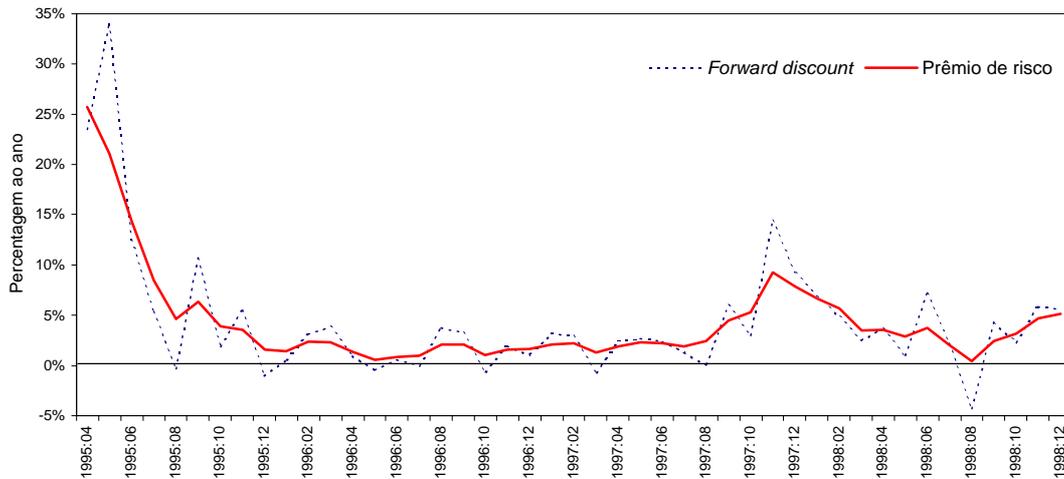
No gráfico aparece claro o fato de que a nossa estimativa do prêmio de risco não é mais do que a série do *forward discount* suavizada. Observe que, embora o *forward discount* tenha sido negativo em alguns meses, o prêmio de risco foi sempre positivo. A nossa série de prêmio de risco estimada tem uma média de 0,34 e desvio-padrão de 0,35 pontos percentuais por mês. Utilizando o teste ADF foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária na série estimada do prêmio de risco.¹⁸

A queda que acontece a partir de abril 1995 pode ser explicada como uma redução do prêmio de risco associada a ganhos de credibilidade do novo regime de *crawling-peg*. Ao longo de 1996 e do primeiro semestre de 1997, o prêmio de risco mantém-se estável. No segundo semestre, com o início da crise na Ásia, o prêmio de risco aumenta, alcançando o seu pico em novembro 1997. A partir dessa data, o prêmio de risco começa a cair novamente, alcançando o seu nível mais baixo em agosto de 1998. No período setembro - dezembro 1998 o prêmio de risco cresce--coerentemente com a deterioração das perspectivas quanto às economias emergentes que se seguiu à moratória russa--, antecedendo a crise que levou à adoção do regime de taxa de câmbio flutuante em janeiro de 1999. Observe que a evolução descrita acima da nossa medida do prêmio é perfeitamente compatível com a nossa explicação da Seção 1, no sentido de que tal prêmio de risco do mercado futuro reflete o grau de incerteza da economia.

¹⁷ As autocorrelações de $f_t - e_{t+1}$, apresentadas na Tabela 3, são compatíveis com essa hipótese. A nossa estimativa de ϕ foi 0,9408.

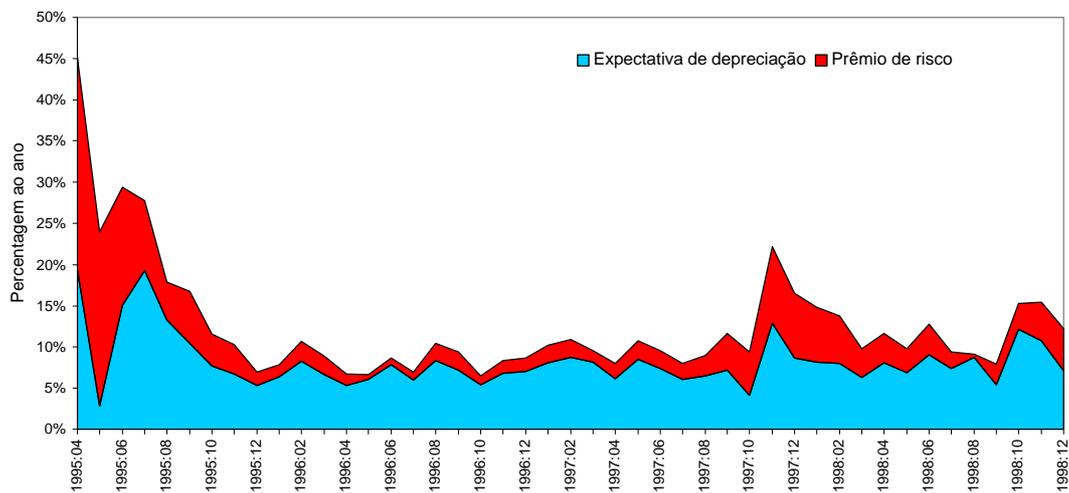
¹⁸ A hipótese nula de existência de uma raiz unitária foi rejeitada ao nível de significância de 1%. O valor da "estatística t" do teste ADF com uma defasagem foi -7,44. O valor crítico ao nível de significância de 1% é -3,59.

Figura 2: Prêmio de risco estimado pelo Filtro de Kalman



Utilizando a nossa estimativa do prêmio de risco e a Eq. (8), é possível decompor $(f_t - s_t)$ como a soma do prêmio de risco, p_t , e a expectativa de depreciação, $E_t(s_{t+1} - s_t)$. A Figura 3 mostra o resultado da decomposição. A Figura 4 apresenta a mesma decomposição como proporção de $(f_t - s_t)$.

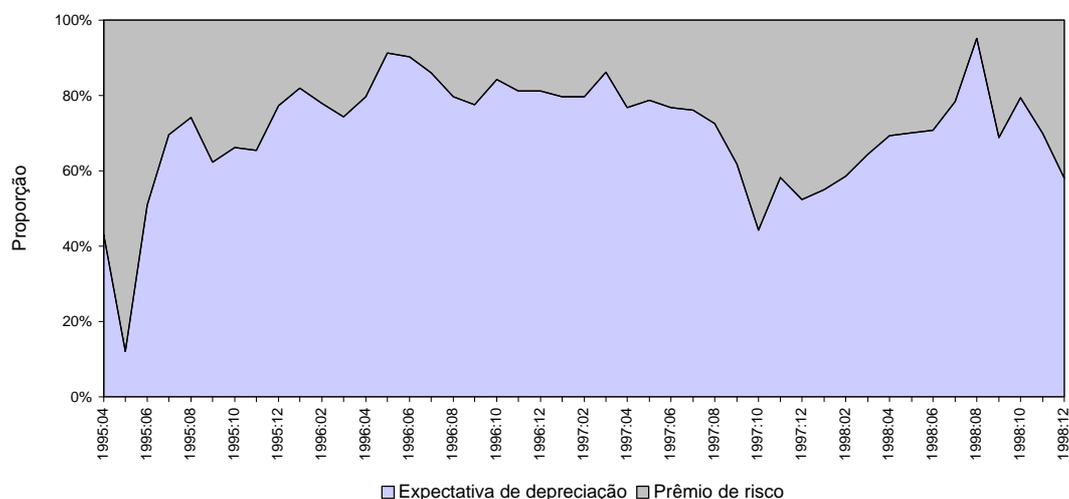
Figura 3: Decomposição do *Forward Premium*



Observe-se que a expectativa de depreciação explica a maior parte do *forward premium*, tendo um comportamento mais estável do que o prêmio de risco. As médias e desvios-padrão da expectativa de depreciação e do prêmio de risco são, respectivamente (8,27%;3,33%) e (4,33%;4,96%). A depreciação média que de fato ocorreu no período foi de 8,34%, e o desvio-padrão foi de 4,78%. Este resultado é

compatível com o regime de *crawling-peg* vigente no Brasil durante o período de análise.

Figura 4: Decomposição do Forward Premium



5. CONDIÇÕES DE PARIDADE DE JUROS

A fórmula de apreçamento de um contrato de futuro de moedas, obtida a través de hipótese de inexistência de oportunidades de arbitragem, é (vide, por exemplo, Hull (1997), cap.3):

$$F = Se^{(r-r^*)(T-t)} \quad (21)$$

Onde F é o preço do futuro, S é a taxa à vista, r é a taxa de juros doméstica e r^* é a taxa de juros externa. A Eq. (21), muito usada em finanças, equivale à condição de paridade coberta da taxa de juros, muito usada em macroeconomia aberta. A evidência empírica internacional (Frankel (1991)) mostra que tal condição vale desde os anos 80 para as economias desenvolvidas. Ou seja, para essas economias financeiramente integradas, tanto faz para um investidor comprar títulos denominados em sua própria moeda no seu próprio país ou no país estrangeiro. Por exemplo, se a IBM lançasse dois títulos idênticos--ambos denominados na mesma moeda, digamos o US\$--em Nova York e em Londres, as taxas dos títulos seriam iguais.

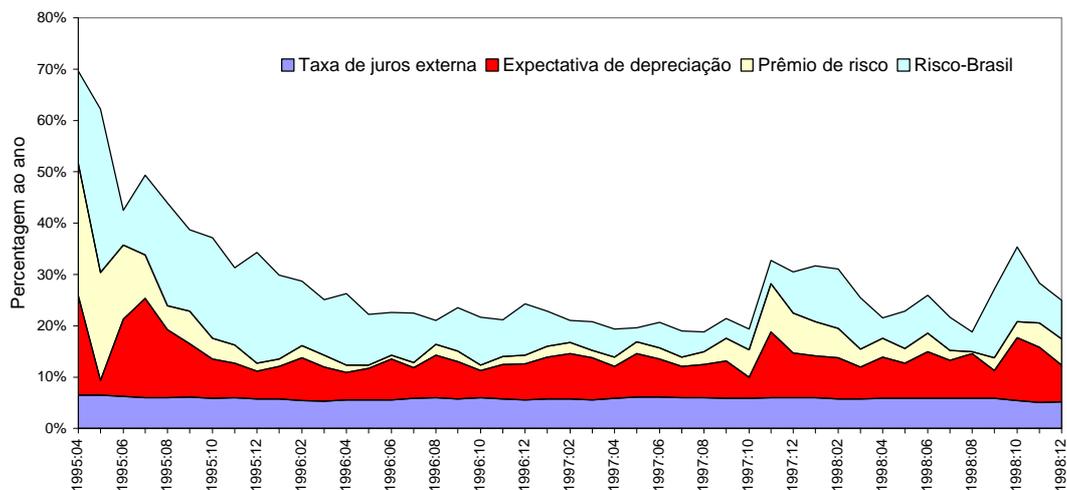
Entretanto, como mostraremos a seguir, tal condição é flagrantemente violada para a economia brasileira, mesmo após o Plano Real. Para a economia brasileira, a

Eq. (21) tem que ser adaptada para levar em conta o risco-país. Em termos do jargão do apreamento de futuros, o risco-país funciona como um "rendimento de conveniência" (*convenience yield*). Ou seja, o fato do preço futuro do dólar especificado na Eq. (21) estar abaixo do preço do dólar futuro efetivamente verificado na BM&F **não** configura uma oportunidade de arbitragem. Isto ocorre porque a operação de arbitragem a ser feita quando o preço do dólar futuro está abaixo do especificado pela Eq. (21), envolve comprar o contrato futuro e vender (a descoberto) o dólar à vista. Por diversas razões (riscos não considerados no modelo), para alguns contratos futuros--normalmente contratos futuros de mercadorias (*commodities*)--os investidores não adotam essa aparente estratégia de arbitragem quando confrontados com um preço futuro menor do que o determinado pela Eq. (21). Em outras palavras, nesses casos, ter o contrato futuro não é considerado um substituto perfeito a ter o ativo. Diz-se, portanto, que deter o ativo (por oposição a deter o contrato futuro) provê um rendimento adicional, o qual se denomina "rendimento de conveniência". A fórmula nesse caso (Hull, op.cit.) é

$$F = S e^{(r-r^* - y)(T-t)} \quad (22)$$

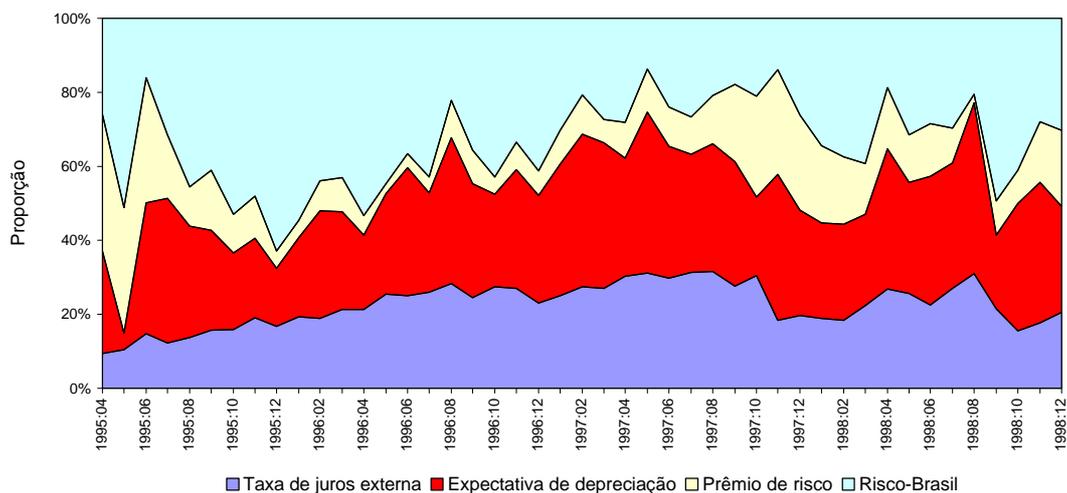
Onde y representa o rendimento de conveniência, que no nosso caso chamaremos de risco-Brasil, ou simplesmente de diferencial de paridade coberta da taxa de juros. Explicitando-se y na equação (22), obtém-se uma medida do risco-Brasil. Ou seja, a medida do diferencial da paridade coberta é obtida retirando-se da taxa de juros domésticas as componentes correspondentes à taxa de juros externa (usamos a LIBOR) e ao *forward premium* (prêmio de risco cambial + expectativa de depreciação). A Figura 5 mostra o resultado de tal decomposição. Utilizamos capitalização contínua para garantir a linearidade da decomposição.

Figura 5: Decomposição da taxa de juros doméstica



A Figura 5 acima ilustra claramente o fato de que a paridade coberta da taxa de juros não se verifica no caso brasileiro, como já havíamos comentado. A componente "diferencial de paridade da taxa de juros", ou risco-Brasil, representa uma porção significativa da taxa de juros. Na Figura 6, apresentamos a contribuição percentual de cada uma das componentes da taxa de juros doméstica.

Figura 6: Decomposição da taxa de juros doméstica



É interessante também analisar as correlações entre as nossas estimativas do prêmio de risco, da taxa de depreciação esperada e do diferencial de paridade. A Tabela 5 mostra as correlações entre as variáveis. Observe que há uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada, o que é consistente

com os nossos resultados utilizando a metodologia do Fama (Vide Tabela 1).¹⁹ Por outro lado, o diferencial de paridade apresenta uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada. Isto indicaria que os fatores explicando o prêmio de risco poderiam ser os mesmos que explicariam o diferencial de paridade.

Tabela 5
Correlações entre as Séries Estimadas
Período 1995:04 - 1998:12

	$E_t(s_{t+1} - s_t)$	p_t	Risco-Brasil
$E_t(s_{t+1} - s_t)$	1,000	0,505	0,066
p_t		1,000	0,499
Risco-Brasil			1,000

Em resumo, utilizando a nossa estimativa do prêmio de risco foi possível estimar a taxa de depreciação esperada. Calculamos, então, o diferencial de paridade coberta das taxas de juros, ou risco-Brasil. Confirmou-se não só que a paridade coberta da taxa de juros não se verifica no caso brasileiro, mas também que o diferencial de paridade constitui parte muito importante da taxa de juros doméstica. As correlações entre as nossas estimativas mostraram a existência de uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada. A nossa estimativa do diferencial de paridade coberta da taxa de juros mostrou uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada, o que é um indicador de que ambas variáveis seriam explicadas pelos mesmos fatores macroeconômicos.

¹⁹ Lembre que o chamado "*forward premium puzzle*" (inclinação negativa na equação de Fama) implicava a existência de uma correlação negativa entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada, mas nós não encontramos um coeficiente negativo para o Brasil.

6. CONCLUSÕES

A literatura sobre a existência de um prêmio de risco nos mercados de câmbio tem evoluído muito desde os testes de se o preço futuro do câmbio é ou não um previsor sem viés da taxa de câmbio a vista no futuro. Na primeira parte deste trabalho, foi apresentado o modelo de Lucas (1982) para mostrar que o preço do mercado futuro geralmente não é um previsor não-viesado do preço do mercado à vista a vigorar no futuro, havendo uma cunha entre ambos que corresponde a uma compensação pelo risco (um prêmio de risco, portanto). Posteriormente foi apresentado o arcabouço teórico de Fama (1984), que argumenta ser esse viés gerado pela existência de um prêmio de risco. Utilizando dados do período abril 1995 - dezembro 1998, durante o qual vigorou uma política de câmbio controlado (cujo nome consagrado, talvez inapropriadamente, foi o de *crawling-peg*), não foi possível mostrar a validade para o Brasil das duas conclusões "fundamentais" de Fama. Porém, os nossos resultados foram compatíveis com os resultados obtidos por Bansal e Dahlquist (1999). Esses autores, usando uma amostra de 28 países, incluindo economias desenvolvidas e emergentes, obtiveram evidência de que o *forward premium puzzle* só se apresentaria nos países de renda per capita elevada, e particularmente naqueles onde a taxa de juros doméstica é menor do que a taxa de juros dos EUA. Ainda segundo esses autores, o *forward premium puzzle* não estaria presente nas economias emergentes, sugerindo que existiria uma relação entre PIB per capita, inflação, volatilidade da inflação, classificação do crédito (*credit rating*) do país e a presença de dito *puzzle*; o que explicaria as nossas estimativas positivas para β_2 .

A metodologia de Fama foi aplicada também a uma base de dados alternativa: os *swaps* de câmbio de 1 mês negociados na BM&F. Os resultados das *rolling regressions* mostraram evidência de que a mudança de regime de janeiro de 1999 ocasionou, entre outras coisas, uma diminuição da importância relativa da variância do prêmio de risco em relação à da taxa de depreciação esperada. Tal resultado é intuitivo, na medida em que a flutuação cambial tornou a taxa de câmbio menos previsível, aumentando sua importância relativa.

Posteriormente, foi apresentado um modelo de extração de sinal, baseado nos trabalhos de Wolff (1987) e Cheung (1993). Utilizando este modelo, que foi estimado utilizando a metodologia do Filtro de Kalman, foi possível obter uma medida do prêmio de risco do mercado de câmbio brasileiro no período abril 1995 - dezembro 1998.²⁰ A medida do prêmio de risco mostrou-se sempre positiva. Utilizando tal medida do prêmio de risco, foi possível estimar também a taxa de depreciação esperada. Durante o período do *crawling-peg*, em média, o prêmio de risco cambial correspondeu a cerca de metade da depreciação esperada.

Finalmente, fizemos a decomposição da taxa de juros doméstica em seus três componentes: juros internacional, *forward premium* (igual à soma da desvalorização esperada com o prêmio de risco cambial), e diferencial da paridade coberta da taxa de juros. Mostramos, então, que a paridade coberta da taxa de juros não se verificou no caso brasileiro no período analisado. Esse diferencial de paridade coberta das taxas de juros, ou risco-país, que não é outra coisa senão um "retorno de conveniência", revelou-se um componente significativo da taxa de juros doméstica. A análise das correlações mostrou que o diferencial de paridade teve uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada, o que é evidência de que ambas variáveis teriam uma origem comum, que seria o grau de incerteza da economia brasileira.

A junção da importância significativa do prêmio de risco cambial (4,33% em média) com a conclusão de que há fatores macroeconômicos comuns na determinação do risco cambial e do risco-Brasil nos permite melhor entender alguns dos dilemas da política monetária e cambial da atualidade. Quando da desvalorização cambial em janeiro de 1999, discutia-se a dimensão da queda dos juros reais que a mudança cambial proporcionaria. Alguns analistas econômicos argüíam que a mudança do regime cambial permitiria uma redução muito significativa das taxas de juros. Outros argumentavam que fatores macroeconômicos fundamentais, como o desequilíbrio fiscal, eram os principais responsáveis pelos juros altos, e que os juros não cairiam

²⁰ Neste trabalho analisou-se a existência de um prêmio de risco na taxa de câmbio no Brasil no período 1995:04 - 1998:12, período de vigência de um regime de *crawling-peg*. A extensão natural seria a estimação do prêmio de risco para o período inteiro (incluindo o novo regime de livre flutuação), o que poderia ser feito utilizando modelos do tipo *Markov-switching* (Hamilton (1994)), com os quais é possível modelar mudanças de regime.

tanto se não houvesse uma mudança significativa nesses fundamentos macroeconômicos.

Um ano após a desvalorização, apesar do amplo sucesso em termos de evitar o repasse inflacionário e a profunda recessão que se temiam, os juros reais da economia brasileira continuam extremamente elevados para padrões internacionais, tanto domesticamente quanto externamente. Taxas de juros reais da ordem de 12 ou 13% constituem um fardo fiscal enorme, além de um impedimento substancial ao relançamento do processo de crescimento auto-sustentado da economia brasileira. Os bônus brasileiros continuam pagando um *spread-over-Treasury* maior do que os bônus argentinos, país que passa por notórios problemas oriundos de sua opção de regime cambial.

A evidência colimada neste artigo permite melhor entender a dificuldade em reduzir os juros na economia brasileira. A mudança do regime cambial efetuada em janeiro de 1999 pode ter eliminado o componente da desvalorização esperada. Entretanto, o componente de prêmio de risco cambial—na medida em que este último dependa dos mesmos fatores macroeconômicos fundamentais que determinam o elevado risco-país (por oposição a depender da escolha do regime de câmbio controlado)—permanece, bem como permanece também o prêmio devido ao risco-país.

Nossa interpretação da evidência aqui apresentada, portanto, é que a única forma de reduzir os juros reais da economia brasileira é se continuar a perseguir as reformas e medidas que venham reduzir o risco macroeconômico da economia brasileira. Assim, a melhora do panorama fiscal no longo prazo pode ter efeitos extremamente positivos sobre o crescimento econômico, ao contrário do que normalmente se supõe, pois pode levar a reduções muito significativas dos juros reais, na medida em que serão reduzidos simultaneamente os prêmios relativos ao risco cambial e ao risco-Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALTUG, SUMRU, E PAMELA LABADIE (1994). *Dynamic Choice and Asset Markets*, Academic Press, San Diego.
- BAILLIE, RICHARD T., E TIM BOLLERSLEV (1999). "The Forward Premium Anomaly is not as Bad as You Think". Mimeo. Duke University.
- BANSAL, RAVI (1997). "An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets". *The Review of Financial Studies*, 10, 369-403.
- , E MAGNUS DAHLQUIST (1999). "The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies". Mimeo. Duke University.
- CHEUNG, YIN-WONG (1993). "Exchange Rate Risk Premiums". *Journal of International Money and Finance*, 12, 182-194.
- DOMOWITZ, IAN, E CRAIG S. HAKKIO (1985). "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market". *Journal of International Economics*, 19, 47-66.
- DRUMMOND, PAULO (1997). "Infrequent Large Nominal Devaluations and their Impact on the Future Prices for Foreign Exchange Rate in Brazil". *Revista Brasileira de Economia*, 51, 159-179.
- DURLAUF, STEVEN N., E ROBERT E. HALL (1989). "Bounds on the Variances of Specification Errors in Models with Expectations". Working Paper No. 2936, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- ENGEL, CHARLES (1995). "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence". Working Paper No. 5312, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- FAMA, EUGENE F. (1984). "Forward and Spot Exchange Rates". *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.
- FLOOD, ROBERT P., E ANDREW K. ROSE (1994). "Fixes: Of the Forward Discount Puzzle". Working Paper No. 4928, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- FRANKEL, JEFFREY A. (1991). "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s". Em: BERNHEIM, DOUGLAS, E JOHN SHOEVERS (EDS.): *National Saving and Economic Performance*. The University of Chicago Press, Chicago.

- FROOT, KENNETH A., E RICHARD H. THALER (1989). "Anomalies: Foreign Exchange". *Journal of Economic Perspectives*, 4, 179-192.
- GARCIA, MÁRCIO G.P. (1997). "A Macroeconomia do Dólar Futuro". *Resenha BM&F*, 118, 37-45.
- , E MARCUS VINICIUS F. VALPASSOS (1998). "Capital Flows, Capital Controls and Currency Crises: The Case of Brazil in the Nineties". Texto para Discussão No. 389, Departamento de Economia PUC-Rio, Rio de Janeiro.
- HAMILTON, JAMES (1994). "State-Space Models". Em: ENGLE, ROBERT F., E DANIEL L. MCFADDEN (EDS.): *Handbook of Econometrics*, vol. 4, North-Holland, Amsterdam.
- HODRICK, ROBERT J. (1987). *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Harwood Academic Publishers, Chur.
- , E SANJAY SRIVASTAVA (1986). "The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates". *Journal of International Money and Finance*, 5, 5-21.
- HULL, JOHN C. (1997). *Options, Futures, and Other Derivatives*. Terceira Edição. Prentice Hall, New Jersey.
- KONUKI, TETSUDA (1999). "Measuring Noise in Exchange Rate Models". *Journal of International Economics*, 48, 255-270.
- LEWIS, KAREN K. (1995). "Puzzles in International Financial Market". Em: ROGOFF, KENNETH, E GENE GROSSMAN, (EDS.): *Handbook of International Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam.
- LUCAS, ROBERT E., JR. (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World". *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-359.
- OBSTFELD, MAURICE, E KENNETH ROGOFF (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge.
- WOLFF, CHRISTIAN C. P. (1987). "Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal-Extraction Approach". *The Journal of Finance*, 42, 395-406.
- (2000). "Measuring the Forward Exchange Risk Premium: Multi-Country Evidence from Unobserved Components Models". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10, 1-8.

APÊNDICE A: ESTIMANDO A EQ. (10) PARA O PERÍODO 1994:08 - 2000:01

Apresentamos os resultado das nossas estimativas dos coeficientes da Eq. (10) utilizando todas as observações posteriores à implementação do Plano Real. Dado que, neste caso, estaríamos incluindo regimes cambiais diferentes, fizemos a estimação tanto de forma conjunta (sob a restrição de que os coeficientes foram os mesmos na amostra inteira) quanto permitindo que os coeficientes fossem diferentes nos diferentes sub-períodos. Para tal efeito, dividimos a amostra em quatro sub-períodos:

Sub-período 1: Agosto 1994 - março 1995.

Sub-período 2: Abril 1995 - dezembro 1998.

Sub-período 3: Janeiro - abril 1999.

Sub-período 4: Maio 1999 - janeiro 2001.

Primeiro estimou-se a Eq. (10) para a amostra inteira. A estimação por sub-períodos foi feita de forma conjunta utilizando variáveis *dummy*.

Lembrando que

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (10)$$

Os resultados das estimações foram os seguintes:

Período	$\hat{\alpha}_2$	$s(\hat{\alpha}_2)$	$\hat{\beta}_2$	$s(\hat{\beta}_2)$
1994:08 - 2000:01	1.7639	0.8773	-0.6645	0.5604
1994:08 - 1995:03	1,0730	3,848	-0,6209	1,2475
1995:04 - 1998:12	0,3579	0,1428	0,2950	0,1865
1999:01 - 1999:04	8,6451	12,4467	-0,9340	2,0494
1999:05 - 2000:01	-2,7065	1,6919	2,8065	1,0940

APÊNDICE B: *ROLLING REGRESSIONS*

Apresentamos aqui o resultado das nossas estimações da Eq. (10), utilizando uma janela móvel de 30 observações. Observe que só em algumas das regressões, no início da amostra, é possível rejeitar $H_0: \beta_2 = 0$. Nas regressões utilizando dados a partir de 1995:09 não foi possível rejeitar tal hipótese. Observe também que há uma única estimativa pontual negativa de β_2 . Isto ocorre quando rodamos a regressão utilizando só dados do sub-período 1996:03 - 1998:08.

