

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

Márcio Garcia**

Gino Olivares***

Sumário: 1. Introdução; 2. O mercado futuro é um bom previsor da taxa de câmbio a vigorar no futuro?; 3. O prêmio de risco no mercado brasileiro: a metodologia de Fama; 4. Medindo o prêmio de risco através do filtro de Kalman; 5. Condições de paridade das taxas de juros; 6. Conclusões.

Palavras-chave: prêmio de risco; paridade das taxas de juros.

Códigos JEL: C29, F31 e G15.

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. Neste artigo são aplicados o principal modelo teórico e diversas técnicas econométricas para identificação e mensuração do prêmio de risco aos dados brasileiros do mercado futuro de câmbio posteriores ao Plano Real, tendo sido identificado um prêmio de risco que varia ao longo do tempo e 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 avaliar importantes questões de política econômica, como o quanto podem cair as taxas de juros reais.

The most accepted explanation for the forward premium puzzle is the existence of a currency risk. This paper uses several statistical techniques to infer the importance and to directly estimate the currency risk, using data from the Brazilian futures market from 1995 to 1998. It was possible to identify a time-varying currency risk premium, which proved to be highly (0.5) correlated with measures of country (Brazil) risk. This result suggests that both risks (currency and country) may have a few common fundamental macroeconomic causal factors. Since country and currency risks represent a large

*Artigo recebido em mar. 2000 e aprovado em fev. 2001. Os autores agradecem 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, Pedro Valls e de um parecerista anônimo, e a assistência de Tatiana Didier. Como usual, os erros e omissões são unicamente de responsabilidade dos autores.

**Departamento de Economia da PUC-Rio.

***Opportunity Asset Management.

share of the domestic interest rate, these findings also suggest that interest rates may fall very rapidly if those fundamental causes are confronted, because they will decrease both risks simultaneously. It wasn't possible to uncover the currency risk for the post devaluation period (beyond 1999), but it was possible show the decrease of the relative importance of the currency risk *vis-à-vis* the forecast errors, which was coherent with the increased volatility of the floating regime.

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, entre os quais se destacam 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. No nível teórico, não existe consenso sobre a natureza desse prêmio e, no 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 artigo é estudar e medir o prêmio de risco existente no mercado de câmbio brasileiro. Na primeira parte, apresentamos e estimamos o modelo de Fama (1984), com o principal interesse de analisar se as duas proposições “fundamentais” de Fama se verificam no caso brasileiro. Com os dados do mercado futuro de câmbio do período de abril de 1995 a dezembro de 1998 não foi possível mostrar a validade para o Brasil de nenhuma das duas conclusões. Nesta primeira parte do artigo, a metodologia de Fama foi aplicada também a uma base de dados alternativa: os *swaps* de câmbio de um mês negociados na BM&F, com resultados similares.

Na segunda parte do artigo apresentamos um modelo de extração de sinal, baseado nos trabalhos de Wolff (1987 e 2000) e Cheung (1993). Com este mo-

delo foi possível obter uma medida do prêmio de risco do mercado de câmbio brasileiro no período de abril de 1995 a dezembro de 1998. Nossa estimativa do prêmio de risco mostrou-se sempre positiva. Tal medida do prêmio de risco, permitiu estimar também a taxa de depreciação esperada. Durante o período analisado, em média, o prêmio de risco cambial correspondeu a cerca de metade da depreciação esperada.

Finalmente, e utilizando nossas estimativas do prêmio de risco cambial, fizemos a decomposição da taxa de juros doméstica em seus três componentes: taxa de 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 pode ser interpretado como uma evidência de que ambas as variáveis têm uma origem comum, ligada ao grau de incerteza da economia brasileira.

A evidência apresentada 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, a componente de prêmio de risco cambial – na medida em que este último dependa dos mesmos fatores macroeconômicos fundamentais que determinam o elevado risco país – permanece, assim como continua o prêmio devido ao risco país. Nessas condições, a única forma de reduzir os juros reais da economia brasileira é continuar a perseguir as reformas e medidas que venham a reduzir o risco macroeconômico da economia brasileira. Assim, a melhora do panorama de financiamento sustentável tanto do orçamento fiscal quanto do balanço de pagamentos 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.

O artigo é constituído de cinco seções, além desta introdução. Na seção 2 apresentamos brevemente a intuição de por que as cotações do mercado futuro

de câmbio não podem ser consideradas estimativas não-viesadas da cotação futura do câmbio à vista. A seção 3 inclui a apresentação e estimação usando dados brasileiros do modelo de Fama (1984). Na seção 4 apresentamos e estimamos um modelo de extração de sinal, baseado em Wolff (1987 e 2000), que permite obter uma estimativa do prêmio de risco cambial. A seção 5 apresenta e discute a chamada condição de paridade das taxas de juros, mostrando o resultado da decomposição da taxa de juros doméstica brasileira. Finalmente, a seção 6 apresenta as conclusões do artigo.

2. O Mercado Futuro é um Bom Previsor da Taxa de Câmbio a Vigorar no Futuro?¹

Contratos futuros de dólar americano são contratos celebrados entre duas partes nas quais a parte compradora se obriga a comprar da instituição vendedora uma determinada quantidade de dólares, numa determinada data, a um preço acertado na data presente. Por sua vez, a parte vendedora se obriga a vender na data futura os dólares ao preço previamente acordado.² 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 que efetivamente vigorou), e perde a instituição vendedora.

Portanto, parece lógico concluir que o preço do contrato futuro do dólar americano 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 de que o preço do dólar futuro seria uma boa estimativa do preço do dólar “pronto” (à vista) 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”.

¹ Esta subseção baseia-se em Garcia (1997).

² Esta descrição não é completa, pois são omitidos 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 qualitativamente as conclusões.

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 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, auferindo ganhos passageiros sem correr risco. 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 *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, pois, em outras desvalorizações ao redor do mundo, grandes recessões haviam ocorrido. Em outras palavras, o contrato futuro de dólar constitui uma 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 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 diretamente³ 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 argüimos, o dólar futuro é algo distinto (geralmente maior) do que a expectativa do dólar no futuro. Ou seja, esperamos separar 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 (*currency risk*). Na próxima seção começaremos o estudo do prêmio de risco cambial, apresentando e estimando com dados brasileiros a metodologia proposta por Fama (1984).

3. O Prêmio de Risco no Mercado de Câmbio Brasileiro: A Metodologia de Fama

Num 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 de agosto de 1973 a dezembro de 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 um desafio para os pesquisadores na área de finanças internacionais – foram:

- o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado a termo são negativamente correlacionados;
- a maior parte da variação nas cotações a termo é devida a variações no prêmio de risco.

A seguir apresentaremos a versão do modelo de Fama proposta no livro-texto de Obstfeld e Rogoff (1996).

³ É uma variável não-observável.

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:

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

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, condicional a toda a informação disponível em t .⁴ A equação (1) é uma definição particular da componente de prêmio da taxa a termo, porém não é a única possível. Esta definição da componente de prêmio é equivalente, por exemplo, à noção de “ruído” usada por Durlauf e Hall (1989).⁵

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,

$$s_{t+1} = E_t(s_{t+1}) + v_{t+1} \quad (2)$$

A partir da equação (1) e subtraindo a taxa à vista corrente, s_t , de ambos lados da equação, obtemos

$$f_t - s_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t \quad (3)$$

Na literatura, $(f_t - s_t)$ é chamado de prêmio a termo (*forward premium*). Observe que esse prêmio a termo é diferente do prêmio de risco, objeto da nossa análise. 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):

$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (4)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (5)$$

⁴ Uma especificação logarítmica evita qualquer problema que possa surgir a partir da desigualdade de Jensen. Vide a referência ao paradoxo de Siegel em Obstfeld e Rogoff (1996:586-8).

⁵ No arcabouço de separação do ruído do sinal, o sinal – que representa o modelo básico – é a esperança da taxa de câmbio no futuro, e o ruído é o prêmio de risco e tudo o mais não captado pelo modelo.

Estas são as duas equações “fundamentais” de Fama. Observe que, na equação (4), $(f_t - s_{t+1})$ é o prêmio, p_t , menos v_{t+1} , o erro aleatório da previsão racional $E_t(s_{t+1})$. Evidência de que β_1 na equação (4) é diferente de zero implicaria que o prêmio a termo, $(f_t - s_t)$, ajuda a explicar $(f_t - s_{t+1})$. Na equação (5) 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 de eficiência do mercado a termo – isto é, de ausência de viés de previsão das taxas a termo – consiste em avaliar a hipótese conjunta $H_o : \alpha_2 = 0$ e $\beta_2 = 1$ na equação (5) (Obstfeld e Rogoff, 1996). Assim, a equação (5), que representa a regressão da variação na taxa à vista, $(s_{t+1} - s_t)$, sobre o prêmio a termo, $(f_t - s_t)$, é muito comum na literatura. Há um aparente consenso acerca de que valores de β_2 diferentes de um na equação (5) podem de alguma forma ser gerados pela componente de prêmio de risco da taxa a termo, a qual variaria ao longo do tempo.

Observe as equações (4) e (5). 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 (4) e (5) deve ser zero, a soma das inclinações deve ser igual a um, e as realizações dos distúrbio aleatórios, período-a-período, devem somar zero. Isto implica que as regressões (4) e (5) 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 (4) e (5) são:

$$\begin{aligned} \text{plim} \left(\hat{\beta}_1^{\text{MQO}} \right) &= \frac{\text{Cov}(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} = \frac{\text{Cov}(p_t - v_{t+1}, E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t)}{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t) + p_t)} \\ &= \frac{\text{Var}(p_t) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \end{aligned} \quad (6)$$

Da mesma forma,

$$\begin{aligned} \text{plim} \left(\widehat{\beta}_2^{\text{MQO}} \right) &= \frac{\text{Cov}(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} = \\ &= \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \end{aligned} \quad (7)$$

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 equações (6) e (7), $\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+1} - s_t))$, 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 equação (3) na equação (7) e assumindo $\widehat{\beta}_2 < 0$, obtemos:

$$\text{plim} \left(\widehat{\beta}_2^{\text{MQO}} \right) = \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Cov}(E_t(s_{t+1} - s_t), p_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} < 0 \quad (8)$$

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

$$\text{Cov}(E_t(s_{t+1} - s_t), p_t) < 0 \quad (9)$$

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 $\beta_2 < 1/2$. Utilizando de novo as equações (3) e (7), junto com a condição $\widehat{\beta}_2 < 1/2$ e depois de um pouco de álgebra, obtemos:

$$\frac{1}{2} \left[\text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) + \text{Var}(p_t) \right] > \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) \quad (10)$$

que, por sua vez, implica:

$$\text{Var}(p_t) > \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t)) \quad (11)$$

Em 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 que tentam modelar o risco cambial (Obstfeld & Rogoff, 1996). Na próxima subseção, vamos analisar se os resultados para o Brasil são consistentes ou não com as conclusões de Fama.

3.2 Resultados para o Brasil utilizando o arcabouço teórico de fama

Para implementar a metodologia de Fama no caso brasileiro utilizamos a taxa de câmbio à vista e a cotação do dólar futuro para vencimento um mês à frente, 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 de abril de 1995 a dezembro de 1998. Usamos este período para evitar misturar distintos regimes cambiais.⁶ Como se sabe, do início do Plano Real (julho de 1994) até março de 1995 vigorou um regime de flutuação cambial. De abril de 1995 a dezembro de 1998 vigorou um regime semelhante a um *crawling peg*. Após janeiro de 1999 voltou a vigorar a livre flutuação.

A análise de regressão depende crucialmente da estacionariedade das séries. Para examinar a existência de raízes unitárias nas nossas séries utilizamos, como é usual, o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Na tabela 1 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.

A tabela 2 apresenta um resumo das principais estatísticas das séries. 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 de risco, p_t , menos o erro de previsão, v_{t+1} , que deve ser um “ruído branco” sob a hipótese de expectativas racionais. Assim, baseados no comportamento de $(f_t - s_{t+1})$ – e sob a hipótese de racionalidade –, há evidência de autocorrelação no prêmio de risco. Isto

⁶ No apêndice A apresentamos os resultados da estimação das equações de Fama para o período de agosto de 1994 a janeiro de 2000, utilizando variáveis dummy para separar os distintos períodos.

é, um prêmio de risco alto neste mês seria um indicador de que se deveria 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 os de Wolff (1987) e Cheung (1993), que analisam as taxas de câmbio bilaterais dólar/libra, dólar/marco e dólar/iene.

Tabela 1
 Teste Dickey-Fuller aumentado
 (período: 1995:4-1998:12)

	$s_{t+1} - s_t$	$f_t - s_{t+1}$	$f_t - s_t$
Estatística do teste	-5,706	-6,534	-3,710
Nível de significância	1%	1%	1%
Número de defasagens	4	2	8
Constante	Sim	Sim	Sim
R ² da regressão	0,937	0,782	0,502

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.

Agora vamos analisar os resultados das regressões que correspondem às equações (4) e (5), cujos resultados são mostrados na tabela 4. Sejam a_1 , a_2 , b_1 e b_2 as estimativas por MQO de α_1 , α_2 , β_1 , e β_2 , respectivamente. Observe que, dada a complementaridade das equações (4) e (5), 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.

Tal como aparece na tabela 3, obtivemos estimativas pontuais de 0,358 para α_2 e de 0,295 para β_2 . A hipótese de “eficiência” ($H_o : \alpha_2 = 0, \beta_2 = 1$) é rejeitada na nossa amostra usando um teste de Wald (estatística- $F = 30,229$ com nível de significância $< 10^{-3}\%$). Analisando os coeficientes de forma individual, rejeitamos $H_o : \alpha_2 = 0$, porém não é possível rejeitar $H_o : \beta_2 = 0$, nem mesmo ao nível de significância de 10%.

Tabela 2
Resumo das principais estatísticas das séries
(período: 1995:4-1998:12)

$s_{t+1} - s_t$			$f_t - s_{t+1}$			$f_t - s_t$		
Média	0,65		Média	0,34		Média	0,99	
Desvio-padrão	0,36		Desvio-padrão	0,48		Desvio-padrão	0,49	
Defasagem	AC	P-value*	Defasagem	AC	P-value*	Defasagem	AC	P-value*
1	-0,08	0,599	1	0,49	0,001	1	0,70	0,000
2	-0,03	0,848	2	0,18	0,001	2	0,57	0,000
3	-0,08	0,888	3	-0,01	0,005	3	0,37	0,000
4	0,10	0,882	4	0,09	0,009	4	0,18	0,000
5	-0,05	0,931	5	0,09	0,017	5	0,05	0,000
6	0,07	0,952	6	0,01	0,032	6	-0,04	0,000
7	-0,06	0,970	7	-0,08	0,049	7	-0,08	0,000
8	-0,07	0,979	8	-0,15	0,050	8	-0,15	0,000
9	-0,03	0,989	9	-0,07	0,071	9	-0,13	0,000
10	0,02	0,995	10	0,00	0,106	10	-0,11	0,000
11	-0,00	0,998	11	-0,08	0,136	11	-0,09	0,000
12	-0,00	0,999	12	-0,08	0,168	12	-0,14	0,000

*O P-value para a k-ésima defasagem corresponde à estatística Q do teste da hipótese nula de que as primeiras k autocorrelações são simultaneamente iguais a zero.

Tabela 3
 Resultados da estimação por MQO das regressões de Fama usando dados brasileiros
 (período 1995:4-1998:12)

Estimativas dos coeficientes e desvios-padrão ¹				Autocorrelações de w_t		
$f_t - s_{t+1} = a_1 + b_1(f_t - s_t) + w_{1t}$		$s_{t+1} - s_t = a_2 + b_2(f_t - s_t) + w_{2t}$		Defasagem	AC	P-value ²
a_1	-0,3579	a_2	0,3579	1	-0,09	0,543
$s(a_1)$	0,1370	$s(a_2)$	0,1370	2	-0,19	0,353
b_1	0,7050	b_2	0,2950	3	-0,25	0,164
$s(b_1)$	0,1789	$s(b_2)$	0,1789	4	0,06	0,259
R^2	0,5308	R^2	0,1653	5	-0,02	0,380
$s(w_{1,t})$	0,3295	$s(w_{2,t})$	0,3295	6	0,08	0,462

¹ Os desvios-padrão dos coeficientes são *white heteroskedasticity-consistent*.

² O P-value para a k-ésima defasagem corresponde à estatística Q do teste da hipótese nula de que as primeiras k autocorrelações são simultaneamente iguais a zero.

Só para fins ilustrativos executamos *rolling regressions* da equação (5) 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.⁷ 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 para as *rolling regressions* referentes aos dois últimos meses de 1997 (ver o apêndice B).

Antes de analisar se nossos resultados são compatíveis com as duas conclusões fundamentais de Fama, vale a pena deter-nos para tentar explicar a razão pela qual a nossa estimativa para β_2 são positivas, e não negativas como na maioria dos resultados que aparecem na literatura. Pesquisa recente (Bansal & Dahlquist, 2000) mostra que estimativas negativas para β_2 – o chamado *forward discount puzzle* – são obtidas só em economias desenvolvidas, enquanto em economias emergentes o comum é obter estimativas positivas.

Bansal e Dahlquist (2000) – 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 1976-98. Utilizaram uma especificação similar à equação (5), porém permitindo que a inclinação β_2 fosse 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 generalizado dos momentos.

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 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.

⁷ Lembremo-nos de que $b_2 = 1 - b_1$ para qualquer amostra.

Então, nossos resultados, em particular as estimativas positivas para β_2 , são consistentes com as evidências apresentadas por B&D, 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, segundo o arcabouço de Fama, 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 (entre 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 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 $E_t(s_{t+1} - s_t)$, descartando com isso a verificação da primeira conclusão “fundamental” de Fama no caso brasileiro. Por outro lado, ainda é possível analisar se a segunda conclusão “fundamental” de Fama se verifica no caso brasileiro. A covariância não-nula entre p_t e $E_t(s_{t+1} - s_t)$ – lembre-se de que não obtivemos a evidência conclusiva sobre o sinal dessa covariância, tal como 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 equações (6) e (7), é possível estimar a diferença entre as duas variâncias como proporção de $\text{Var}(f_t - s_t)$,

$$\text{plim} \left(\hat{\beta}_1^{\text{MQO}} - \hat{\beta}_2^{\text{MQO}} \right) = \frac{\text{Var}(p_t) - \text{Var}(E_t(s_{t+1} - s_t))}{\text{Var}(f_t - s_t)} \quad (12)$$

Utilizando nossas estimativas para β_1 e β_2 e o fato de que, devido à correlação negativa perfeita entre ambas as 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, usando a equação (12), 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. 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, também não foi possível rejeitar a hipótese nula de que a variância do prêmio de risco iguala-se à variância da taxa de depreciação esperada. É preciso dizer que nossos resultados devem ser interpretados com cuidado, dado o número pequeno de observações de nossa amostra, mas 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 estudadas.

3.3 Resultados utilizando uma base de dados alternativa

Antes de finalizar esta seção, vamos comentar os resultados da estimação da equação (5), utilizando uma base de dados alternativa. Neste caso, utilizamos a informação diária dos *swaps* de câmbio de um mês negociados na BM&F. Por não conter cupons, este *swap* é, na verdade, um contrato a termo, razão pela qual é de utilidade como indicação de taxa de depreciação projetada pelo mercado. Utilizando dados diários do período entre 10-12-1997 e 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, executamos *rolling regressions* para a equação (5) 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,⁸ aumentando drasticamente quando se inclui o período conturbado de janeiro e fevereiro de 1999,⁹ para logo descerem e oscilarem ao redor do valor um.

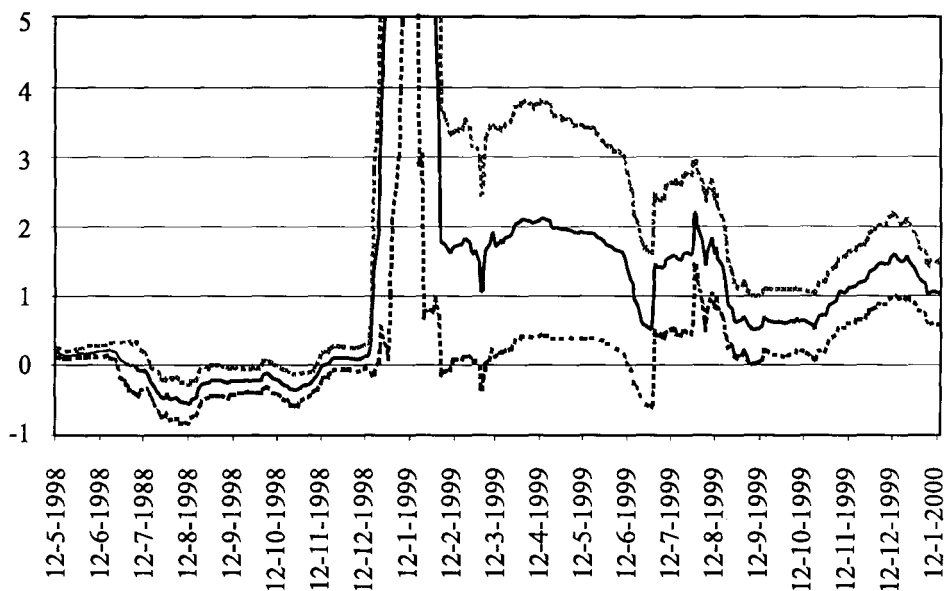
A mudança de patamar pode ser explicada pela mudança de regime. O Brasil trocou o regime de *crawling peg*, no qual a variância do prêmio de risco é mais importante do que a variância da taxa de depreciação esperada, por

⁸As datas no gráfico correspondem à última observação da janela.

⁹A 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).

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.¹⁰ 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 – equação (4) – passe a não rejeitar a hipótese nula de que a inclinação 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.¹¹

Figura 1
Estimativas de β_2 usando *swaps* de um mês
(rolling regressions com janela de 100 observações)



Nesta seção o modelo básico de Fama (1984) foi apresentado e estimado usando dados brasileiros do período 1995:4-1998:12. Nossos resultados não foram consistentes com nenhuma das duas proposições “fundamentais” de Fama. Tal resultado vai ao encontro de resultados recentes (Bansal & Dahlquist, 2000), que parecem indicar que o chamado *forward premium puzzle*

¹⁰Essa 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 13-1-99±30 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.

¹¹Neste caso ocorre um problema de autocorrelação na estimação da equação (4), o qual pode afetar a eficiência dos estimadores de MQO. Não há, entretanto, consenso na literatura sobre como corrigir tal problema. Usamos aqui a correção dos erros-padrão não paramétrica sugerida por White (1986).

zle é um fenômeno que só se manifesta em economias desenvolvidas. Continuando com nosso estudo do prêmio de risco cambial no Brasil, na próxima seção utilizaremos uma metodologia alternativa que nos vai permitir estimar diretamente o prêmio de risco cambial no Brasil.

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 subperíodo identificado pela vigência de um regime cambial semelhante a um *crawling peg* que vai de abril de 1995 até dezembro de 1998. A metodologia utilizada aqui é a desenvolvida por 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 equações (6) e (7) de uma forma ligeiramente diferente:

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

$$-v_{t+1} = E_t(s_{t+1}) - s_{t+1} \quad (2')$$

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

$$f_t - s_{t+1} = p_t - v_{t+1} \quad (13)$$

$$p_t = \alpha + \phi p_{t-1} + z_t \quad (14)$$

$$\begin{pmatrix} z_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim \text{i.i.d.N.} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q^2 & 0 \\ 0 & R^2 \end{pmatrix} \right] \quad (15)$$

A equação (13) indica que o erro de previsão resultante da utilização da taxa do mercado futuro como um previsor 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 $t + 1$. A idéia é considerar o prêmio de risco cambial como uma componente não-observável, passível de ser estimada. Na terminologia dos modelos de extração de sinal, a componente de prêmio, p_t , seria o sinal que gostaríamos de identificar, enquanto a componente de erro de

expectativas, v_{t+1} , seria o ruído que é adicionado ao sinal.¹² Uma vantagem importante desta metodologia é a de livrar-nos da necessidade de modelar de forma explícita o valor esperado da taxa de câmbio à vista (Wolff, 2000).

A estimação do modelo composto pelas equações (13)–(15) tem de ser feita pelo método de máxima verossimilhança, utilizando o algoritmo do filtro de Kalman.¹³ Em termos gerais, 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 por Wolff (1987 e 2000) 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 $(f_t - s_{t+1})$, levando em conta o fato de que $(f_t - s_{t+1})$ é a soma de p_t com um termo “ruído branco”.

O que apresentamos aqui como nossa medida do prêmio de risco é a série suavizada resultante da estimação do modelo composto pelas equações (13)–(15), considerando que o processo que melhor identifica o prêmio de risco é um $AR(1)$ com intercepto.¹⁴ Na figura 2 apresentamos nossa estimativa do prêmio de risco conjuntamente com o *forward discount*, definido como $(f_t - s_{t+1})$.

A figura 2 deixa claro o fato de que 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. Nossa série de prêmio de risco estimada tem uma média de 0,34 e desvio-padrão de 0,35 pontos percentuais por mês.¹⁵ Utilizando o teste ADF foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária na série estimada do prêmio de risco.¹⁶

A queda que acontece a partir de abril de 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

¹² 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.

¹³ A imposição de uma correlação nula entre Z_t e V_t não é necessária, tendo sido feita meramente para facilitar a estimação.

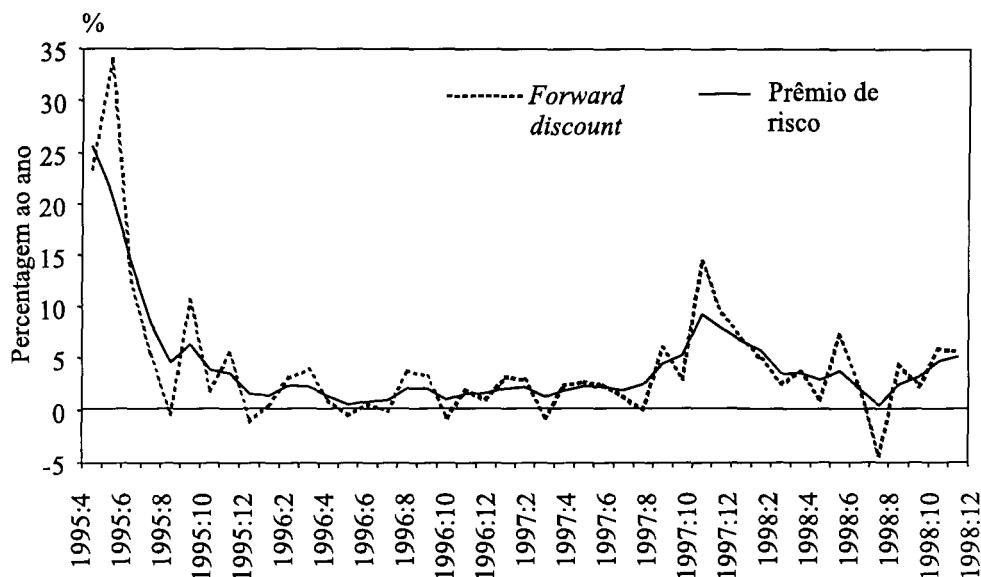
¹⁴ As autocorrelações de $f_t - s_{t+1}$ apresentadas na tabela 3 são compatíveis com essa hipótese. Nossa estimativa de ϕ foi 0,9408.

¹⁵ Uma taxa média de 0,34 pontos percentuais por mês equivale a uma taxa média anual de 4,33 pontos percentuais.

¹⁶ 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.

crise na Ásia, o prêmio de risco aumenta, alcançando seu pico em novembro de 1997. A partir dessa data, o prêmio de risco começa a cair novamente, alcançando seu nível mais baixo em agosto de 1998. No período setembro-dezembro de 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 nossa explicação da seção 1, no sentido de que tal prêmio de risco do mercado futuro reflete o grau de incerteza da economia.

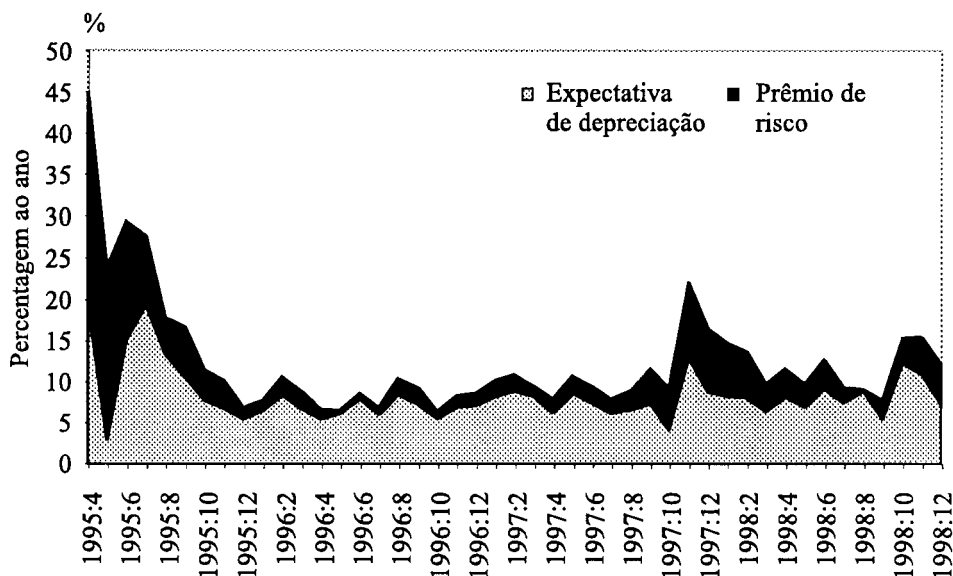
Figura 2
Prêmio de risco estimado pelo filtro de Kalman



Nossa estimativa do prêmio de risco cambial pode ser utilizada para obter uma estimativa da taxa de depreciação esperada. Vale lembrar que, segundo a equação (3), o *forward premium*, $(f_t - s_t)$, não é mais do que a soma do prêmio de risco, p_t , e a expectativa de depreciação, $E_t(s_{t+1} - s_t)$. Usando a série de valores observados do *forward premium* e a série de valores estimados do prêmio de risco cambial, é possível, por diferença, calcular uma série de valores estimados da taxa de depreciação esperada. A figura 3 mostra o resultado da decomposição. A figura 4 apresenta a mesma decomposição como proporção de $(f_t - s_t)$.

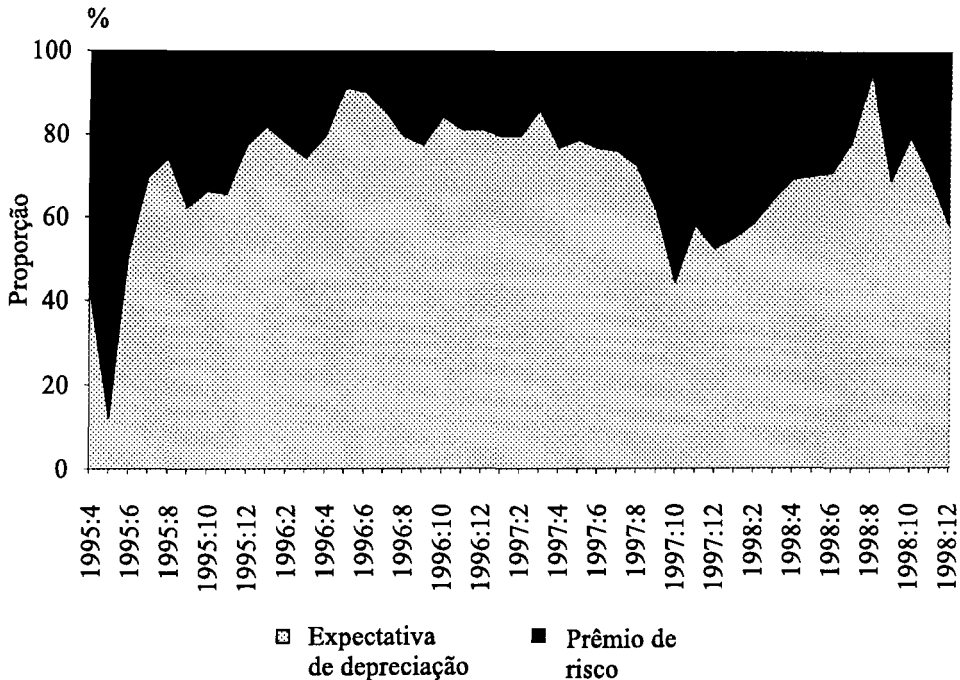
Observe na figura 3 que a expectativa de depreciação explica porque a maior parte do *forward premium* tem um comportamento mais estável do que o prêmio de risco. As médias e desvios-padrão da expectativa de depreciação e do prêmio de risco são respectivamente (8,27%; 3,33%) e (4,33%; 4,96%). A depreciação 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 3
Decomposição do *forward premium*



Nesta seção obtivemos, num primeiro momento, uma estimativa do prêmio de risco cambial (*currency risk*) utilizando um modelo de extração de sinal. Em seguida e utilizando nossa série estimada do prêmio de risco cambial juntamente com a série observada do *forward premium*, obtivemos uma série estimada da taxa de depreciação esperada. A decomposição do *forward premium* nas suas duas componentes – prêmio de risco cambial e taxa de depreciação esperada – mostrou esta última componente como sendo a mais importante. Note que o desvio-padrão da estimativa do prêmio de risco é maior do que o desvio-padrão da estimativa da expectativa de depreciação, um resultado que não só seria o esperado num regime de *crawling peg* como também se apresenta como sendo consistente com a evidência obtida na subseção 3.3 utilizando uma base de dados alternativa.

Figura 4
Decomposição do *forward premium*



Sendo o *forward premium* um dos determinantes da relação existente entre as taxas de juros doméstica e externa, na próxima seção iremos utilizar os resultados desta seção, em particular a decomposição do *forward premium* nas suas componentes prêmio de risco cambial e expectativa de depreciação, para decompor a taxa de juros doméstica e analisar se as condições de paridade (coberta e não-coberta) das taxas juros verificam-se no caso brasileiro.

5. Condições de Paridade das Taxas de Juros

O objetivo central desta seção é analisar se as condições de paridade das taxas de juros verificam-se no caso brasileiro. A melhor maneira de levar adiante esta tarefa é fazer a decomposição da taxa de juros doméstica nos seus distintos componentes e analisar as relações existentes entre tais componentes.

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

$$F = S e^{(r-r^*)(T-t)} \quad (16)$$

Ou, de forma equivalente, aplicando logaritmos:

$$f_t = s_t + r_t - r_t^* \quad (17)$$

onde F é o preço futuro ($f_t = \log F_t$), S é a taxa à vista ($s_t = \log S_t$), r é a taxa de juros doméstica (com capitalização contínua) e r^* é a taxa de juros externa (com capitalização contínua).

A equação (16), usada em finanças, equivale à condição de paridade coberta da taxa de juros, usada em macroeconomia aberta. A evidência empírica internacional (Frankel, 1991) mostra que tal condição vale desde os anos 1980 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 dólar americano – 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 equação (16) tem de ser adaptada para levar em conta o risco país. Em termos do jargão do apreçamento de futuros, o risco país funciona como um “rendimento de conveniência” (*convenience yield*), ou seja, o fato de o preço futuro do dólar especificado na equação (16) estar acima 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 equação (16) 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 equação (16). Em outras palavras, nesses casos, ter o contrato futuro não é considerado um substituto perfeito de 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, 1997) é:

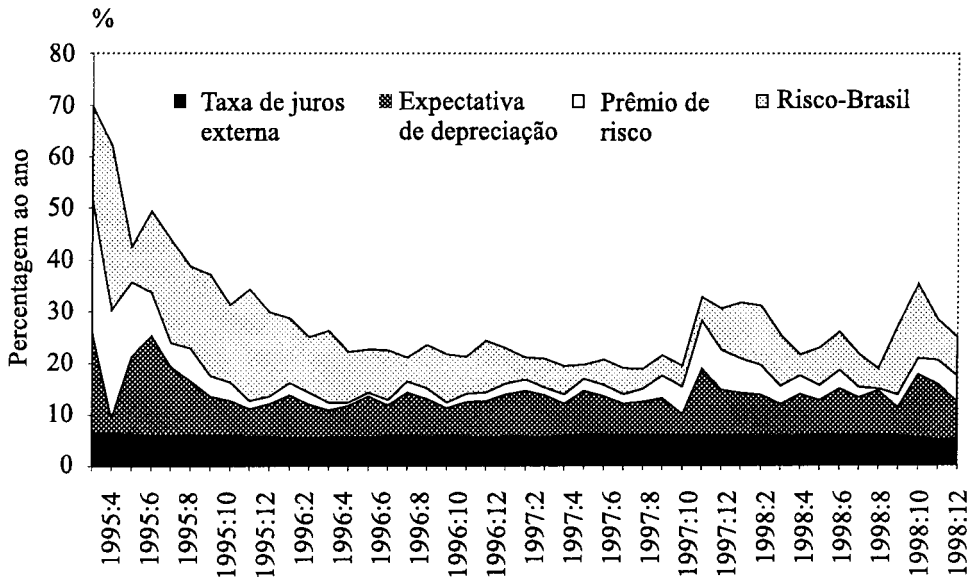
$$F = S e^{(r-r^*-y)(T-t)} \quad (18)$$

ou, equivalentemente, aplicando logaritmos:

$$f_t = s_t + r_t - r_t^* - y_t \tag{19}$$

onde y representa o rendimento de conveniência, que no nosso caso chamaremos de diferencial de paridade coberta da taxa de juros, ou simplesmente de risco Brasil. Explicitando y na equação (19), obtém-se uma medida do risco Brasil, ou seja, a medida do diferencial da paridade coberta é obtida retirando da taxa de juros domésticas as componentes correspondentes à taxa de juros externa (usamos a Libor em dólares) e ao *forward premium* (prêmio de risco cambial + expectativa de depreciação). A figura 5 mostra o resultado de tal decomposição, que foi feita utilizando a equação (19).

Figura 5
Decomposição da taxa de juros doméstica

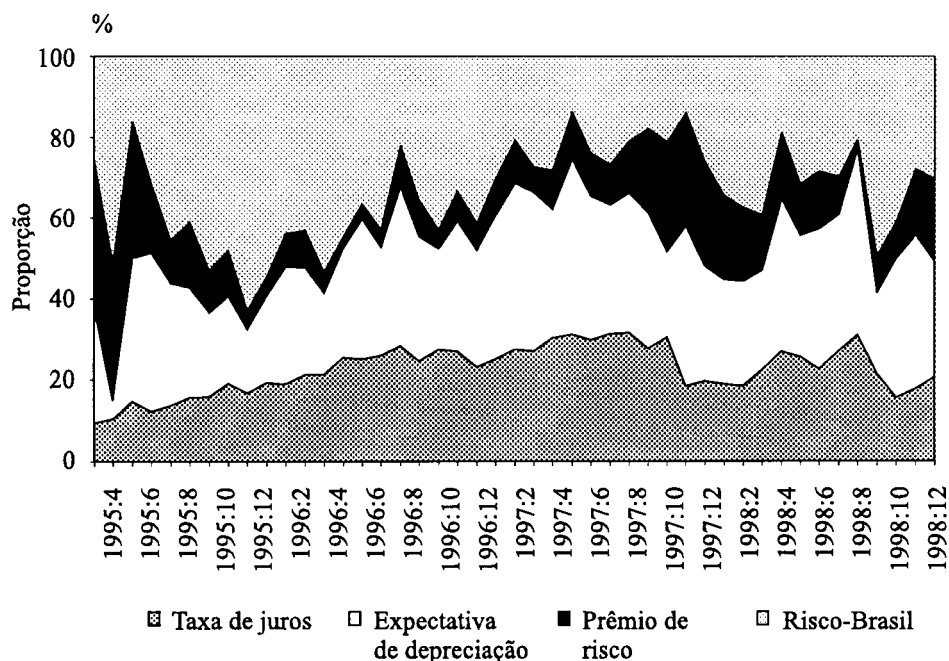


A figura 5 ilustra claramente o fato de que a paridade coberta da taxa de juros não se verifica no caso brasileiro, como já havíamos comentado. A componente “diferencial de paridade da taxa de juros”, ou risco Brasil, representa uma porção significativa da taxa de juros. Na figura 6, apresentamos a contribuição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

Se não vale a condição de paridade coberta das taxas de juros, tampouco vale a condição de paridade não-coberta das taxas de juros. Esta última

pressupõe não só a primeira condição, como também a inexistência do risco cambial, o que tampouco se verifica. A não-validade da paridade não-coberta é um fenômeno generalizado em nível mundial. A não-validade da paridade coberta, contudo, é fenômeno restrito às economias emergentes.

Figura 6
Decomposição da taxa de juros doméstica



É interessante também analisar as correlações entre nossas séries estimadas do prêmio de risco cambial, da taxa de depreciação esperada e do diferencial de paridade das taxas de juros. A tabela 4 mostra as correlações entre tais variáveis. Observe que há uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada, o que é consistente com nossos resultados utilizando a metodologia do Fama.¹⁷ Por outro lado, o diferencial de paridade coberta 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.

¹⁷ 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 não encontramos um coeficiente negativo para o Brasil.

Tabela 4
Correlações entre as séries estimadas
(período: 1995:4-1998:12)

	$E_t(s_{t+1} - s_t)$	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 nossas estimativas do prêmio de risco cambial e da taxa de depreciação esperada – obtidas na seção 4 –, procedemos à decomposição da taxa de juros doméstica, calculando 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 nossas estimativas mostraram a existência de uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada. 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 consistente com a hipótese de que ambas as variáveis seriam explicadas pelos mesmos fatores macroeconômicos fundamentais.

6. Conclusões

A literatura sobre a existência de um prêmio de risco nos mercados de câmbio tem evoluído muito desde os testes para verificar se o preço futuro do câmbio é ou não um previsor sem viés da taxa de câmbio à vista no futuro. Na primeira parte deste artigo 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 de abril 1995 a dezembro de 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, nossos resultados foram compatíveis com os obtidos por Bansal e Dahlquist (2000). 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 do dito *puzzle*, o que explicaria nossas estimativas positivas para β_2 .

A metodologia de Fama foi aplicada também a uma base de dados alternativa: os *swaps* de câmbio de um 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 2000) e Cheung (1993). Com 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 de abril de 1995 a dezembro de 1998. A medida do prêmio de risco mostrou-se sempre positiva. Com 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 desvalorização esperada mais 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 poderia ser evidência de que ambas as variáveis teriam uma origem comum, relacionada ao 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 argüiam 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 e um elevado custo Brasil, que prejudicaria sobremaneira o desempenho de nossas exportações, eram os principais responsáveis pelos juros altos, e que os juros não cairiam significativamente se não houvesse uma mudança significativa nesses fundamentos macroeconômicos.

Quase dois anos após a desvalorização, e 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 superiores a 10% constituem um fardo fiscal enorme, além de um impedimento substancial ao relançamento do processo de crescimento auto-sustentado da economia brasileira.

A evidência apresentada 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 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 continuar a perseguir as reformas e medidas que venham a reduzir o risco macroeconômico da economia brasileira. Assim, a melhora do panorama fiscal no longo prazo, bem como a melhora das perspectivas de longo prazo das contas correntes de nosso balanço de pagamentos, 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 Bibliográficas

Baillie, Richard T. & Bollerslev, Tim. The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance*, 19:471-88, 2000.

Bansal, Ravi. An exploration of the forward premium puzzle in currency markets. *The Review of Financial Studies*, 10:369-403, 1997.

_____ & Dahlquist, Magnus. The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, 51:115-44, 2000.

Cheung, Yin-Wong. Exchange rate risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12:182-94, 1993.

Drummond, Paulo. Infrequent large nominal devaluations and their impact on the future prices for foreign exchange rate in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 51:159-79, 1997.

Durlauf, Steven N. & Hall, Robert E. *Bounds on the variances of specification errors in models with expectations*. Cambridge, National Bureau of Economic Research, 1989. (Working Paper, 2.936.)

Engel, Charles. *Forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence*. Cambridge, National Bureau of Economic Research, 1995. (Working Paper, 5.312.)

Fama, Eugene F. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14:319-38, 1984.

Frankel, Jeffrey A. Quantifying international capital mobility in the 1980s. In: Bernheim, Douglas & Shovers, John, (eds.). *National saving and economic performance*. Chicago, The University of Chicago Press, 1991.

Garcia, Márcio G.P. A macroeconomia do dólar futuro. *Resenha BM&F*, 118:37-45, 1997.

_____ & Valpassos, Marcus Vinicius F. *Capital flows, capital controls and currency crises: the case of Brazil in the nineties*. Rio de Janeiro, Departamento de Economia PUC-Rio, 1998. (Texto para Discussão, 389.)

Hamilton, James. State-space models. In: Engle, Robert F. & McFadden, Daniel L. (eds.). *Handbook of econometrics*. Amsterdam, North-Holland, 1994. v. 4.

Hodrick Robert J. *The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets*. Chur, Harwood Academic Publishers, 1987.

Hull, John C. *Options, futures, and other derivatives*. 3 ed. New Jersey, Prentice Hall, 1997.

Lewis, Karen K. Puzzles in international financial market. In: Rogoff, Kenneth & Grossman, Gene (eds.). *Handbook of international economics*. Amsterdam, North-Holland, 1995. v. 3.

Obstfeld, Maurice & Rogoff, Kenneth. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press, 1996.

White, H. *Asymptotic theory for econometricians*. New York, Academic Press, 1986.

Wolff, Christian C.P. Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: a signal-extraction approach. *The Journal of Finance*, 42:395-406, 1987.

_____. Measuring the forward exchange risk premium: multi-country evidence from unobserved components models. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10:1-8, 2000.

Apêndice A

Estimando a equação (10) para o período 1994:8-2000:1

Apresentamos os resultado das nossas estimativas dos coeficientes da equação (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 subperíodos. Para tal efeito, dividimos a amostra em quatro subperíodos:

- Subperíodo 1 – agosto de 1994 a março de 1995.
- Subperíodo 2 – abril de 1995 a dezembro de 1998.
- Subperíodo 3 – janeiro a abril de 1999.
- Subperíodo 4 – maio de 1999 a janeiro de 2001.

Primeiro estimamos a equação (10) para a amostra inteira. A estimação por subperíodos 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 da tabela A1.

Tabela A1

Período	a_2	$s(a_2)$	b_2	$s(b_2)$
1994:8-2000:1	1,764	0,877	-0,665	0,560
1994:8-1995:3	1,073	3,848	-0,621	1,248
1995:4-1998:12	0,358	0,143	0,295	0,187
1999:1-1999:4	8,645	12,447	-0,934	2,049
1999:5-2000:1	-2,707	1,692	2,807	1,094

Apêndice B

Rolling Regressions

Apresentamos aqui o resultado de nossas estimações da equação (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 1995:9 não foi possível rejeitar tal hipótese. Observe também que há uma única estimativa pontual negativa de β_2 . Isto ocorre quando executamos a regressão utilizando só dados do subperíodo 1996:3-1998:8.

Figura B1
Estimativas de β_1
(janela de 30 observações)

