FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

GILBERTO LEITE CESAR FILHO

HEDGED INTEREST PARITY

ENSAIO SOBRE O PRÊMIO PELO RISCO CAMBIAL COM O USO DE OPÇÕES

SÃO PAULO
2008

GILBERTO LEITE CESAR FILHO

HEDGED INTEREST PARITY
ENSAIO SOBRE O PRÊMIO PELO RISCO CAMBIAL COM O USO DE OPÇÕES

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Campo de conhecimento:
Finanças Internacionais

Orientador:
Prof. Dr. Paulo Sérgio Tenani

SÃO PAULO
2008

Cesar Filho, Gilberto Leite.
Hedged Interest Parity: ensaio sobre o prêmio pelo risco cambial com o uso de opções/ Gilberto Leite César Filho. - 2008.
84f.

Orientador: Paulo Sérgio Tenani

Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo

1. Câmbio. 2. Hedging (Finanças). 3. Mercado de opções. 4.Taxa de juros. I. Tenani, Paulo Sérgio. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.764.2

GILBERTO LEITE CESAR FILHO

HEDGED INTEREST PARITY
ENSAIO SOBRE O PRÊMIO PELO RISCO CAMBIAL COM O USO DE OPÇÕES

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Campo de conhecimento:
Finanças Internacionais

Data de aprovação:
18 / 02 / 2008

Banca examinadora:

Prof. Dr. Paulo Sérgio Tenani (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Alkimar Moura
FGV-EESP

Dr. Roberto Barbosa Cintra

SÃO PAULO
2008

À minha querida família.

AGRADECIMENTOS

Esse trabalho e tudo que o envolveu não teriam sido possíveis sem a ajuda de minha família.

Agradeço em primeiro lugar a meus pais, que fizeram desde cedo a opção de priorizar a educação dos filhos, abrindo mão de muitas coisas para poder financiá-la. Sem serem economistas, me deram as primeiras lições sobre os *trade-offs* e a limitação dos recursos*,* além de me ensinarem sobre a importância do investimento em capital humano.

À minha querida esposa Ana Paola, que sempre me apoiou. Sem sua tolerância, paciência e amor eu não teria conseguido.

A meu primogênito Giba, que nos seus primeiros anos de infância aceitou e entendeu todas as vezes que não pude brincar com ele para ir à escola ou ficar estudando (“num final de semana, papai?”).

Agradeço também a todos os membros da FGV-SP, que participaram direta e indiretamente deste esforço.

Ao Prof. Dr. Paulo Sérgio Tenani, que aceitou o desafio de me orientar e me incentivou de forma direta e sincera.

Aos membros da banca examinadora, prof. Dr. Alkimar Moura e Dr. Roberto Barbosa Cintra, cujos comentários e recomendações permitiram refinar o texto final.

E finalmente, mas não menos importante, aos membros da turma de 05/06 com quem muito aprendi e me diverti durante este período de convivência no MPFE-FGV.

RESUMO

Este trabalho propõe a modelagem da *paridade hedgeada de juros* (HIP, *hedged interest parity*) – uma alternativa ao uso da paridade descoberta de juros (UIP, *uncovered interest parity*) que faz uso de opções sobre a taxa de câmbio e pode ser usada no estudo de um dos *puzzles* ainda não resolvidos na teoria econômica: a não ausência de viés no mercado futuro de câmbio como indicador das expectativas dos agentes. Através das pistas encontradas na revisão da vasta literatura disponível sobre o assunto e considerando a disponibilidade atual de dados sobre o mercado de opções – uma novidade recente - a HIP é proposta. A forma com que a modelagem usando opções se encaixa no *framework* tradicional é animadora do ponto de vista teórico: a HIP pode ser vista como uma forma genérica que, dependendo dos parâmetros escolhidos, converge para a CIP (*covered interest parity*) ou para a UIP (*uncovered interest parity*). Além disso, ela mitiga efeitos de duas das principais explicações tradicionais para as falhas dos testes da UIP, i.e. *learning* e *peso problem*, o que a torna potencialmente melhor do que esta como modelo para o estudo das paridades de juros. Mais importante do que isso, ela sugere uma forma funcional para o prêmio pelo risco cambial (PRC) que pode ser testada econométricamente. O ensaio também propõe e implementa um teste comparativo da HIP com a UIP com resultados animadores. Além do coeficiente do *forward premium* mudar para mais próximo do previsto pela teoria quando se troca a UIP pela HIP, o prêmio pelo risco cambial gerado pela modelagem da HIP apresenta resultados próximos aos previstos por Fama(1984). Isso permite concluir que a investigação do prêmio pelo risco cambial usando os dados do mercado de opções é um caminho fértil para pesquisa futura. O trabalho traz ainda conclusões importantes para a implementação de política monetária, uma vez que propõe a inclusão da volatilidade implícita do câmbio (via custos das opções) na equação de paridade de juros.

Palavras-chave: paridade, opções, prêmio de risco, arbitragem

ABSTRACT

This work introduces the modeling of the “hedged interest parity” (HIP) – an alternative to the uncovered interest parity (UIP) that includes FX options and can be used in the study of the so-called forward discount puzzle. After an analysis of the relevant literature and considering the current availability of options data – a recent development – the HIP is proposed. The way the model fits the traditional framework is promising from a theoretical standpoint: the HIP can be seen as a linear combination of the CIP (covered interest parity) and the UIP, converging to one or another depending on the parameters chosen. Besides that, it can help explain help understand the effects of learning and the peso problem in the unexpected values found in traditional regression results. On top of that, the HIP generates a functional form for the FX risk premium that can be empirically tested. This essay also proposes and implements a comparative evaluation of the HIP, with encouraging results. In addition to positive coefficients for the forward premium, the HIP shows a risk premium with characteristics that confirm Fama’s propositions. Hence it allows one to conclude that the investigation of the forward discount puzzle including data on options is a fertile path for future research. The work also brings important policy implications.

Keywords: parity, options, risk-premium, arbitrage

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é apresentar uma modelagem alternativa que possa ajudar na busca de solução para um dos *puzzles* ainda não totalmente resolvidos na teoria econômica: a não ausência de viés no mercado futuro como indicador das expectativas dos agentes para a apreciação (ou depreciação) da taxa de câmbio.

O modelo tradicionalmente usado em testes econométricos parte do uso das equações de paridade coberta (CIP, ou *covered interest parity*) e descoberta (UIP, ou *uncovered interest parity*) de juros, gerando uma equação de regressão do prêmio do câmbio futuro sobre o câmbio à vista na expectativa de desvalorização cambial. Em geral, a desvalorização efetiva *ex-post* é usada como *proxy* das expectativas de desvalorização *ex-ante*, a chamada hipótese de expectativas racionais (HER).

Inúmeros estudos já foram feitos tanto com moedas de países desenvolvidos (ou centrais) como com as de países periféricos (ou emergentes) sem que se tenha obtido resultados satisfatórios. Isto é, o teste, a qual alguns autores se referem como o de eficiência do mercado de câmbio, dá resultado negativo quase sempre.

As explicações tradicionais para a falha dos testes incluem a existência de processos de *learning*, o chamado *peso problem*, problemas envolvendo a modelagem das expectativas (ou os dados usados como *proxies* das mesmas) e a existência de um prêmio pelo risco cambial (PRC), entre outros.

Este trabalho apresenta a modelagem da paridade hedgeada de juros (HIP, *hedged interest parity*) – uma alternativa ao uso da paridade descoberta de juros no estudo da eficiência do mercado de câmbio. A proposição da HIP surgiu através da análise da vasta literatura disponível sobre o assunto e considerando a disponibilidade atual de dados sobre o mercado de opções – uma novidade recente.

A forma com que a modelagem usando opções se encaixa no *framework* tradicionalmente usado até agora é animadora do ponto de vista de quem propõe

um novo modelo. A HIP está no meio do caminho entre a CIP e a UIP, convergindo para uma ou outra dependendo dos valores escolhidos para os parâmetros do modelo. A estrutura do modelo, através da introdução da volatilidade implícita das opções de taxas de câmbio mitiga, pelo menos em parte, os efeitos de *learning* e do *peso problem*.

Adicionalmente, a modelagem do problema através da HIP sugere uma forma funcional para o PRC, que pode ser usada para testar as hipóteses sobre ele levantadas por vários autores que investigaram o assunto. Especificamente, pode-se usar esta formulação para testar as proposições de Fama (1984) de que o PRC ("se existir") varia mais do que a expectativa de desvalorização cambial e é inversamente correlacionado com esta.

Com o objetivo de testar as proposições teóricas, são apresentados testes do modelo para as paridades real-dólar, euro-dólar de dólar-libra, usando dados diários de moeda, taxas de juros e volatilidades implícitas das opções para o período de outubro de 2006 a janeiro de 2007 (com dados apenas desde 2003 para a paridade real-dólar).

O estudo consiste na construção de uma equação de regressão que pode ser testada econometricamente. Além de se investigar a evidência empírica do modelo, pode-se usar as regressões para testar, para as mesmas séries, o poder explicativo da HIP quando comparado ao do modelo tradicional (que assume a UIP).

Este trabalho está dividido em seis partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte um pouco da vasta literatura existente sobre o assunto é apresentada, com foco na discussão da motivação e do referencial teórico usados na modelagem alternativa que será explicada na parte seguinte. A terceira detalha a modelagem da HIP, com especial atenção para as vantagens, do ponto de vista teórico, da substituição da UIP. Na quarta parte o teste é proposto, com a apresentação da equação de regressão e dos critérios de avaliação relativa dos modelos (UIP x HIP) bem como de uma breve discussão do que seria um modelo "ideal" de teste empírico. Testes para o real, o euro e a libra são apresentados na quinta parte, com resultados que confirmam a expectativa de que um modelo baseado na HIP explica

melhor (nos casos do real e do euro) ou no mínimo tão bem quanto (no caso da libra) o diferencial de juros do que o modelo tradicional, baseado na UIP. A sexta e última parte conclui o trabalho com uma breve discussão de suas implicações para política econômica, bem como de sugestões de aprofundamento do estudo da modelagem aqui apresentada.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A revisão apresentada abaixo detalha desde a “descoberta” do *puzzle* sobre o viés no mercado de câmbio e suas explicações até os estudos que geraram a hipótese de existência do PRC, bem como investigações sobre as variáveis que o influenciariam.

Parte da pesquisa feita anteriormente direta ou indiretamente relacionada a este *puzzle*, forma a base teórica – através de resultados de testes previamente realizados – que levaram à proposição do modelo apresentado na sessão seguinte. Mais especificamente, as evidências da utilidade das opções nos estudos recentes sobre medidas de risco e expectativas dos agentes, suportam a tese do uso das mesmas numa modelagem que objetiva a investigação do PRC.

2.1 O PUZZLE

Através da comparação das equações da CIP (*covered interest parity*) e da UIP (*uncovered interest parity*), pode-se fazer estudos econométricos com os dados dos mercados à vista e futuro de câmbio para testar a hipótese de não viés do prêmio do mercado futuro como previsor da expectativa dos agentes para a taxa de câmbio à vista.

O *puzzle* está no fato de que os testes geralmente tem como resultado a não aceitação da hipótese de não viés do mercado futuro de câmbio.

2.1.1 CIP

A CIP é a equação que reflete uma posição fechada ou coberta no mercado de câmbio, construída da seguinte forma:

1. Investidor toma moeda estrangeira emprestada no mercado à uma taxa de juros i*[1] pelo período t;
2. Via mercado à vista à taxa X_t, transforma os recursos em moeda doméstica, aplicando-os pelo mesmo período t, à taxa i;
3. Compra a moeda estrangeira no mercado futuro (para o contrato com prazo igual a t) à taxa X_f, eliminando o risco cambial de sua posição.

Para que não haja arbitragem, o preço justo do futuro da moeda estrangeira em termos de moeda doméstica deve ser tal que a expectativa de lucro na operação descrita acima seja igual a zero.

$E[Lucro] = (1+i)\ (X_t) - (1+i^*)\ X_f = 0$

Rearranjando a equação acima temos:

$X_f/X_t = (1+i) / (1+i^*)$ ou

$(1+f) = (1+i) / (1+i^*)$ onde $f = (X_f-X_t)/X_t$, o prêmio percentual do câmbio futuro sobre o câmbio à vista.

Tirando os logs e reescrevendo a equação acima temos a forma clássica da CIP[2]:

$$\log(1+f) = \log(1+i) - \log(1+i^*) \qquad (1)$$

A equação (1) implica que o futuro da moeda estrangeira expresso em moeda doméstica terá um prêmio (desconto), isto é f será positivo (negativo) se a taxa de juros da moeda doméstica for maior (menor) do que a taxa de juros da moeda estrangeira.

[1] i* é a taxa de juros que prevalece no mercado doméstico, para empréstimos indexados em moeda estrangeira ajustada por risco de conversibilidade e de *default*, quando aplicáveis. No Brasil, por exemplo, esta seria a taxa do chamado "cupom cambial".

[2] O paradoxo de Siegal (1972) diz que se a *forward rate* e a *expected future spot rate* são as mesmas em unidades domésticas, não o podem ser em unidades de moeda estrangeira. A explicação matemática disso é a desigualdade de Jensen e a convexidade da função inversa. Usando os logs esses erros são corrigidos.

2.1.2 UIP

Consideremos agora uma posição descoberta. Nesse caso o investidor não cobre seu risco cambial, mas mantém uma posição aberta até o vencimento do depósito feito em moeda doméstica. Ele fica então defasado: com passivo em moeda estrangeira e ativo em moeda doméstica.

A hipótese, que veio a ser chamada de UIP, assume que, na média, esta posição aberta não pode dar lucro nem prejuízo. A premissa por traz desta hipótese é a de que, na sua ausência, haveria a possibilidade de se auferir ganhos sistematicamente, isto é, de forma previsível. A equação da UIP adquire então a seguinte forma:

$$E[Lucro] = (1 + i)\, X_t - (1 + i^*)\, (E[X_{t+1}]) = 0$$

Onde $E[X_{t+1}]$ é a expectativa em t do câmbio à vista em t+1.

Rearranjando a equação acima temos:

$$(E[X_{t+1}])/ X_t = (1 + i) / (1 + i^*)$$

ou

$(1+E[d]) = (1+i) / (1+i^*)$, onde $E[d] = (E[X_{t+1}] – X_t)/ X_t$, a expectativa de desvalorização cambial.

Tirando os logs e reescrevendo a equação acima temos a forma clássica da UIP:

$$\log(1+E[d]) = \log(1+ i) – \log(1+i^*) \qquad (2)$$

A equação (2) implica que a moeda doméstica deve se desvalorizar (valorizar), isto é, d deve ser positivo (negativo) se a taxa de juros doméstica for maior (menor) do que a taxa de juros em moeda estrangeira.

Fazendo (1) – (2), temos:

$$\log(1+E[d]) = \log(1+ f) \qquad (3)$$

Isto é, a expectativa de desvalorização cambial, deve ser, na média, igual ao prêmio do câmbio futuro sobre o câmbio à vista.

2.1.3 O Teste da UIP

O teste mais comumente encontrado para a validade da equação (3) acima é feito através da seguinte equação de regressão:

$$\log(1+E[d]) = \alpha + \beta \log(1+ f) + \sigma \qquad (4)$$

A hipótese a ser testada é H_0: $\alpha = 0$; $\beta = 1$; σ = ruído branco.

H_1: $\alpha \neq 0$; $\beta \neq 1$;

Para testar a equação (4) são necessários "apenas" dados históricos de E[d] e de f para os mesmos prazos.

Os dados de f são disponíveis no mercado futuro com alguma facilidade (dependendo da liquidez da moeda em questão). A série histórica para f pode, alternativamente, ser construída sinteticamente através da equação (1) a "condição de arbitragem"[3].

Infelizmente os dados de E[d] não são tão abundantes nem tão confiáveis. As pesquisas são escassas, pouco freqüentes e apresentam problemas[4]. Assim, deve-se buscar alguma alternativa para a modelagem da série de E[d], para que se possa fazer o teste da UIP conforme proposto em (4).

[3] Ver Hull (1989).
[4] Ver Frankel e Froot (1986).

Na maioria dos trabalhos publicados sobre o assunto, usa-se a hipótese de expectativas racionais (HER), resumida pela equação abaixo:

$$E[d] = d + \sigma_t \qquad \text{com} \qquad E[\sigma_t] = 0 \tag{5}$$

A HER assume que, na média, os agentes acertam suas projeções para a desvalorização cambial. Isto é, não há erros sistemáticos nas projeções médias de mercado.

Desta forma, o teste apresentado na equação (4) acima, torna-se um teste duplo, uma vez que assume a hipótese de expectativas racionais, além de assumir que a UIP "bate". Isto é, testa ao mesmo tempo a UIP e a HER.[5]

2.1.4 Resultados Empíricos

O *puzzle* surge do fato de que, apesar de se basear em hipóteses sólidas como as explicitadas acima, os testes da UIP tem sido um fracasso[6]. Inúmeros estudos já foram feitos com moedas de países desenvolvidos (ou centrais) e países periféricos (ou emergentes), para os mais variados prazos. Na esmagadora maioria das vezes, a hipótese H_0, de não viés, é rejeitada, sendo muito comum valores de β negativos e muito maiores do que 1 em módulo.

Entre os resultados documentados, podemos citar os trabalhos de Veugelers e Ott (1987) que testam 3 aspectos da UIP para o dólar contra as moedas de 8 países industrializados sem sucesso. Sachsida e Ellery (1991) apresentam o teste da UIP para o Brasil, usando a HER para o período de janeiro de 1984 a outubro de 1988. Os testes validam a UIP apenas no período de janeiro de 1990 a junho de 1994.

[5] Pode-se defender que o teste é, na verdade, triplo, pois assume a CIP. Esta, porém pode ser considerada, sob certas circunstâncias, como "dada", uma vez que a oportunidade de arbitragem não pode durar muito tempo em mercados líquidos. Isso porque os fatores que causam desvios da CIP, segundo a definição de Rivera-Batiz, Rivera-Batiz (1994):custos de transação, custos de processamento de informação, intervenção governamental e regulação e imperfeições dos mercados de capitais, ou não se aplicam na maioria dos estudos recentes ou são facilmente identificáveis e podem portanto ser tratados antes das regressões serem rodadas.

[6] A despeito das dificuldades de se qualificar os resultados deste tipo de teste em que se tem apenas uma trajetória *ex-post* da variável, vários autores consideram os testes um fracasso.

Na tentativa de estudar o efeito do tempo, Chinn e Meredith (2005) testam a UIP usando títulos de renda fixa de 5 anos dos Estados Unidos, Alemanha, Japão e Canadá no período de 1980 – 2000. Usando a equação padrão chegam ao resultado favorável à UIP (isto é, β=1), mas reforçam que, dada a pequena amostra utilizada, há a necessidade de se checar a robustez do resultado com relação a mudanças na freqüência dos dados, no período da amostra e nas moedas usadas, além das medidas escolhidas como taxa de juros. Os testes dos próprios autores para prazos mais curtos no mesmo período rejeitam a UIP.

Bansal e Dahlquist (2000) fazem diversos testes e confirmam que a negativa correlação entre a evolução da taxa de câmbio e o diferencial de juros está presente apenas em países desenvolvidos e isto só acontece quando a taxa de juros do USD é maior do que a da outra moeda. Dizem os autores que a evidência para países emergentes é aquela que se esperaria intuitivamente: o diferencial de juros favorável é acompanhado de desvalorização da moeda doméstica. As conclusões dos autores fazem indiretamente referência à uma questão também a ser desvendada na teoria de finanças internacionais: o dólar e diferente?[7] Neste mesmo trabalho, usando dados de janeiro de 1976 a maio de 1998, os autores concluem ainda que a relação entre E [d] e f é sistematicamente relacionada a fundamentos macroeconômicos[8].

Com tantos resultados ruins, Bilson (1981) chegou a afirmar que os especuladores estariam melhores se reduzissem sua expectativa de desvalorização para zero. Ou seja, as expectativas de desvalorização seriam, em sua visão, um preditor viesado. Na mesma linha, Meese e Rogoff (1983) concluem que um modelo de passeio aleatório gera previsões consistentemente melhores que modelos alternativos (incluindo os que derivam dos mercados futuros) para a taxa de câmbio spot.

Frankel (1983) afimou, à luz dos resultados frustrantes apresentados pelos mais diversos testes da UIP feitos até então:

[7] Ver, por exemplo, Bernanke (2005).
[8] Alguns dos quais foram relacionados por outros autores aos determinantes do prêmio de risco, como é o caso de Muinhos, Freitas e Araújo (2001).

> […] the interesting point with … twenty years with flexible rates is the suspicion that speculation might do more harm than good. The possibility is an active part of the research agenda in many areas of Finance".

2.2 EXPLICAÇÕES PARA O PUZZLE

Há pelo menos quatro explicações mais comuns para este *puzzle*, todas fartamente documentadas na literatura.

Seguindo as proposições incluídas nos trabalhos de Fama (1984) e Frankel e Froot (1986) pode-se dividir as explicações com base nas duas "componentes" do teste como apresentado em sua forma tradicional.

O primeiro componente tem relação com a hipótese de expectativas racionais. Se houver uma falha nesta hipótese (ou na forma em que ela e representada no modelo), o teste como um todo fica prejudicado. Desta forma, a primeira explicação seria a de que as expectativas não são racionais. Emprestando uma expressão famosa, pode-se dizer que "é difícil contar um história que explique"[9] porque as expectativas não são racionais.

A segunda explicação ainda ligada às expectativas, é a de que os agentes sofrem um processo de aprendizado ao longo do tempo, e vão ajustando suas expectativas de acordo com sua percepção de mudança de estado das coisas – este fenômeno foi chamado de *learning*. A terceira é relacionada com o chamado *small sample bias* (do qual o *peso problem* é o exemplo mais relevante para este estudo) – as situações em que se espera muito tempo por um evento que tem baixa probabilidade de ocorrência, mas que acaba não acontecendo na amostra em estudo. Seria como se os agentes temessem que ocorresse um determinado movimento no câmbio que, apesar de ter probabilidade baixa, poderia ter efeitos

[9] Fama (1984): "*A good story for negative covariation is difficult to tell"*.

muito grandes sobre sua riqueza, “o tornando um risco inaceitável” [10]. Assim, os agentes ajustam suas expectativas levando em conta este efeito.

Se a hipótese de expectativas racionais não é a raiz do problema, segundo os autores citados acima, esta deve estar na segunda componente do teste, isto é, na aceitacão da UIP. Deve haver um componente modelável no resíduo na regressão tradicional, que não aparece explicitamente na equação de regressão derivada da adoção da UIP, e que foi chamado de prêmio pelo risco cambial (PRC).

Exploremos cada uma destas explicações: Learning, Peso Problem, falha da HER, e PRC a seguir:

2.2.1 Learning

A HER afirma que os indivíduos, na média, não cometem erros sistemáticos. Porém, como colocam Rivera-Batiz e Rivera-Batiz (1984), “it is consistent with rational expectations to recognize that individuals may have to learn about their economic environment....over a certain period of time in order to be able to eliminate systematic forecasting errors”. Em outras palavras, é possível que erros sistemáticos sejam observados à medida que os agentes aprendem com novas informações.

Os erros podem ser maiores e mais persistentes quando o ambiente econômico muda repentinamente, como no caso de mudanças de regime, mas o processo é contínuo no sentido de que sempre há mudanças, mesmo que pequenas, no ambiente econômico. Sob este aspecto, *learning* pode ser considerado um processo que, a todo tempo, explica a ocorrência de erros sistemáticos (mas cadentes com o tempo para cada choque específico de informações sobre o ambiente econômico) nas previsões dos agentes.

[10] Há um vasto estudo sobre este efeito dentro do campo das finanças comportamentais. Em um extremo da distribuição, os agentes se mostram mais avessos ao risco do que a neutralidade ao risco faria supor. No outro, os agentes atribuem uma utilidade menor ao ganho do que se faria supor.

Gourinchas e Tornell (1996) estudam o que chamam de "*delayed overshooting puzzle*", primeiramente descobertos por Eichenbaum e Evans (1995) além de tentar estudar o *forward discount puzzle*. Ambos potencialmente geram retornos em excesso previsíveis e ambos podem ser modelados como processos que envolvem *learning* :

> […] *If change in regime occurs, agents will gradually update their beliefs about the probability that the new regime is in place, generating systematic forecast errors during the transition. These learning models explain a significant part of the exchange rate mispredictions implied by the forward discount bias. However, they do not account for the fact that predictable excess returns do not appear to die out over time between regime switches*.

e ainda

> [...] *the tendency of financial data for volatility clustering: large (small) shock are followed by large (small) shocks.....Thus, upon a realization of a shock, agents' risk premium increases, as the perceived variance of the asset is larger. Over time….the extra risk premium disappears*.

Através dos resultados de diversas regressões em períodos específicos para o Canadá, Steele e Wright (2001) concluem que há evidencias que suportam o argumento de que desvios da UIP são causados por erros sistemáticos de previsão dos agentes que surgem por causa de mudanças em regimes monetários.

O processo de *learning* existe em qualquer mercado. Beviláqua, Mesquita e Minella (2007) descrevem a implementação, entre 2002 e 2006, do sistema de metas de inflação no Brasil, com ênfase no papel das expectativas de mercado (para a taxa de juros). Regressões da expectativa de mercado como variável dependente usam o câmbio, a inflação passada e a meta de inflação como regressores. Os resultados, bastante interessantes, mostram que, para o caso brasileiro, "há evidências de que o prêmio de risco implícito nos contratos de juros de longo prazo diminuíram" à medida que o processo de metas de inflação foi se consolidando. Isto é, há evidencias de que os agentes, na média, "aprendem" ao longo do tempo.

Muinhos e Nakane (2006) ao buscarem a razão das taxas de juros reais mais altas do Brasil em comparação com qualquer outro país citam, entre outras coisas, a evidência encontrada por Reinhart e Rogoff (2004) de que existem “clubes” de países cujos membros têm diferentes e específicos fatores afetando seu risco país. Isso faz com que haja a possibilidade de quebra estrutural ao longo do tempo nos testes da UIP. Um tipo de *learning* aparece, à medida que o País passa de um clube para o outro e isso demora a ser consenso para os agentes.

Em resumo, há evidencias mais do que suficientes para justificar, mesmo dentro da HER, o fato de que, pelo menos momentaneamente, exista a ocorrência de erros sistemáticos de previsão dos agentes. Difícil é saber qual parcela da falha da UIP, em cada caso, se deve a este efeito. Mas ele não pode ser desprezado. Um estudo feito por Lewis (1989) estimou que, para o DEM x USD, entre 1979 e 1984, esta parcela esteve próxima de 50%.

2.2.2 Peso Problem

Há ainda outra situação em que erros sistemáticos de previsão podem acontecer ao longo do tempo sem que a HER seja quebrada. As expectativas são formadas com as informações disponíveis a cada momento. Tais informações são incompletas por natureza. Quando se espera, por exemplo, uma grande e pontual mudança de política (como uma desvalorização cambial), mas não se sabe o *timing* exato desta mudança haverá, enquanto ela não ocorrer, erros que parecerão sistemáticos nas expectativas dos agentes.

Este problema é conhecido na literatura como *peso problem*[11]*.* O nome advém do fato de que, para países como o México, que tinham taxas de câmbio fixas, havia um desconto da moeda doméstica no mercado futuro, a despeito do câmbio fixo. O desconto variava de acordo com a probabilidade atribuída pelo mercado, baseado em informações que eram atualizadas constantemente (mas estavam, por definição,

[11] Ver Lewis, K.K., “Was There a Peso Problem in the US Term Structure of Interest Rates: 1979-1982” NBER WP 3282 (March 1990).

sempre incompletas), de que ocorresse uma desvalorização cambial no período da previsão. Enquanto esta desvalorização não viesse, haveria erros sistemáticos. O desconto não era uma aposta exata no valor da desvalorização, mas uma ponderação da probabilidade de sua ocorrência. Castro (2002) cita um exemplo interessante do mesmo raciocínio: o aumento do preço do seguro pode ser causado pelo aumento da probabilidade do sinistro, ou pelo aumento da perda percebida caso o sinistro ocorra. E isso diferencia a probabilidade neutra a risco da probabilidade propriamente dita. Mas na medida em que a aversão ao risco muda pouco, a trajetória de ambas ao longo do tempo deve ser parecida. Isto é, a oscilação de uma depende muito da oscilação da outra.

Ao buscar explicações estatísticas para o fenômeno, Flood e Rose (1994) concluem que, quando os mercados se antecipam a eventos que não ocorrem muito frequentemente na amostra, há o problema de *small sample bias*, comumente chamado de *peso problem*. A idéia é que, se a amostra for suficientemente grande, o erro sistemático aparente, causado pelos equívocos de previsão que aparecem antes do ou dos eventos ocorrerem, será compensado, ao menos em parte, por desvios no sentido contrário que, apesar de ocorrerem em menor freqüência, o são em maior valor, diminuindo o viés do estudo.

Baillie e Bollerslev (2000) mostram evidências de que a anomalia (a falha da UIP) pode ser vista principalmente como um fenômeno estatístico, que ocorre por causa da (muito) persistente autocorrelação exibida pelo *forward premium* (f) e não pela existência de um PRC: *"the so-called forward premium anomaly may be viewed as a statistical artifact from having small sample sizes and persistent autocorrelation in the forward premium*". Os testes tradicionais, segundo sua visão, não são apenas triplos, mas quíntuplos. Além da CIP, da UIP e da HER, são testadas conjuntamente as hipóteses de mobilidade do capital, de neutralidade a risco e de ausência de custos de transação.

2.2.3 Modelagem das expectativas racionais

O problema de se usar a HER na modelagem, não pode ser totalmente separado das outras explicações apresentadas acima, como foi muito bem resumido por Frankel (1983)

> […] *the hypothesis being tested consists of two joint hypotheses that people form expectations of the spot rate rationally, given the information available to them, and that the mean of their expectational distribution is reflected in the market's forward rate. The joint hypothesis of rational expectations and perfect markets (i.e., competitive markets with low information and transaction costs) constitutes the hypothesis of market efficiency. But even market efficiency is not sufficient to imply that the rate equals the expected future spot rate. As has been pointed out, the latter condition could fail because of the existence of an exchange risk premium, without market efficiency failing.*

Outro problema que envolve a modelagem das expectativas está relacionado à participação dos bancos centrais nos mercados de câmbio. Os BCs são agentes "especiais" no sentido de que, ao agirem no mercado de câmbio, maximizam uma função utilidade que não é afetada pelo lucro ou prejuízo originário desta intervenção da mesma maneira que a função de um agente médio, em busca apenas de lucro, seria. Pode-se dizer que, considerando o que se espera dos agentes "na média" em cada situação, os BCs podem agir como fariam agentes irracionais. E o impacto dos BCs não é pequeno. Dominguez (2003) ao examinar os efeitos de intervenções feitas por BCs do G3 entre 1989 e 1995 mostra que as intervenções aumentam a volatilidade de curto prazo e que, em certos casos, devido às diferentes formas de como esta importante informação (a intervenção) é obtida e interpretada por *traders*, podem aumentar os desvios das moedas de seus valores "fundamentais". Interessantemente, o autor também conclui que a volatilidade e os desvios de longo prazo não são afetados, o que corrobora o achado de outros autores de que a UIP tende a bater no longo prazo mais facialmente do que no curto prazo.

O problema tende a crescer à medida que países como China, Índia, os grandes exportadores de petróleo e outros emergentes incluindo o Brasil passam a ter

reservas cambiais respeitáveis e tem que decidir como alocá-las em termos de moeda, gerando tendências que podem ser seguidas por investidores diversos, extrapolando movimentos de mercado. A natureza da intervenção passa a ser outra (alocação de ativos) mas seus efeitos no curto prazo podem ser o mesmo (aumento de volatilidade).

O conceito de *Performance Based Arbitrage* (PBA) também se encaixa na lista de explicações ligadas à HER para as falhas nos testes da UIP. Shleifer e Vishny (1995) estudam os limites da arbitragem e demonstram que um problema agente-principal faz com que algumas decisões que parecem irracionais sejam tomadas por agentes totalmente racionais. A separação entre conhecimento e recursos, como dizem os autores, é a causadora desse efeito que faz com que, às vezes, a atuação de arbitradores aumente e não diminua a volatilidade dos ativos. A quebra deste conceito com o que é geralmente aceito por modelos tradicionais de mercados eficientes é que, nestes, considera-se que existe uma infinidade de pequenos investidores que tomam pequenas posições contra ativos mal precificados. Na prática, defendem os autores, o "negócio" de arbitragem[12] é altamente concentrado nas mãos de poucos grandes fundos especializados (os donos do conhecimento) que prestam contas a um grande número de investidores (detentores dos recursos) ignorantes com relação às precificacao dos ativos, mas sedentos por ganhos constantes. O conceito de PBA se deve ao fato de que os investidores escolhem seus gestores com base em sua performance passada e não com base na expectativa de retorno das posições tomadas. O exemplo típico é o de um *Hedge Fund*, cuja performance é medida mais frequentemente do que suas apostas "maturam". Se, por conta da performance incial de uma posição, o *Hedge Fund* sofrer resgates, ele não só não poderá aumentar uma posição se o preço se mover contra ele inicialmente, como terá que reduzir a posição inicial para fazer frente aos saques. Os limites para a arbitragem são especialmente relevantes para os mercados de câmbio, em que há grande incerteza sobre os fundamentos[13] e no qual

[12] Os autores fazem uma clara distinção entre a arbitragem direta entre ativos idênticos, como a definida pela CIP, por exemplo – que nao apresentam este tipo de problema – e a arbitragem entre ativos "similares", que exige modelos de precificação relativa e dependem de convergência de preços ao longo do tempo – o que chamam de "*risky arbitrage*". A UIP poderia ser caracterizada como uma destas arbitragens, uma vez que não é nem livre de risco nem imediata.

[13] A dificuldade de se calcular o valor de equilibrio de longo prazo das moedas é extensamente discutida na literatura.

os prazos para reversão à media (ou aos valores justos) são muito longos (Neely e Weller(2006)).

Na mesma linha, Campa, Chang e Reider (1997) dizem que “os agentes de mercado seguem um comportamento “extrapolativo”, procurando sempre se defender de perdas decorrentes da continuação da tendência presente”.

2.2.4 Prêmio pelo risco cambial

Se não houver problemas ligados com as expectativas, conforme descritos acima, “sobra” a aceitação de que deve haver alguma falha na modelagem da UIP. Para preencher esta lacuna, passou-se a crer na existência de um novo fator a ser adicionado (ou subtraído) a f na equação (3). Esse fator teria um componente fixo (explicando porque alfa é diferente de zero nas regressões) e outro variável. Baseado nos resultados fartamente documentados, de que β (da equação (4)) é geralmente achado como negativo, Fama conclui que deve haver um outro componente que ele chamou de prêmio pelo risco cambial, ou PRC que transforme a equação (3) em:

$$\log (1+E[d]) = \log(1+f) +\log(1+ prc) \quad (6)$$

Ainda usando o fato do β de (4) ser negativo Fama deduz[14] que, se existir na forma proposta em (6), o PRC é tal que:

$$Var(\log(1+prc)) > Var(\log(1+E[d])) \quad (7)$$

$$Corr(\log(1+E[d]), \log(1+prc)) < 0 \quad (8)$$

Ou seja, o PRC varia mais do que a expectativa de desvalorização cambial e é negativamente correlacionado com ela. Sobre (8), Fama afirma ser “muito difícil contar uma história que explique” esta correlação. Mas Hodrick e Srivastava (1985), apesar de confirmarem os achados de Fama, dizem que a história que este achava

[14] Ver deducao em FAMA, EUGENE F. “Forward and Spot Exchange Rates”, Journal of Monetary Economics (November 1984), pp 319-38.

difícil ser contada é, na verdade, muito fácil – o autor teria feito uma confusão com o sinal do PRC. Isso ilustra a complexidade do problema.

Alguns autores, partindo da premissa de que existe o PRC passaram a investigar, apesar das críticas de autores como Engel (1992), as variáveis que o afetam.

Bansal (1997), usando dados para EUA, Alemanha e Japão e seguindo a especificação da equação (6) acha evidências de que as violações da UIP dependem sistematicamente do sinal do diferencial de juros (US – outros países). Se este diferencial é positivo gera β negativo (rejeitando UIP). Se é negativo, gera β positivo e em alguns casos não diferente de 1. O achado confirma o que Frankel (1982) concluiu ao estudar os determinantes do PRC.

Garcia e Olivares (2001) usam os modelos tradicionais para analisar o comportamento do PRC pós-real e concluem que este oscila de acordo com a evolução de variáveis macroeconômicas. Os autores concluem ainda que após a livre-flutuação iniciada em 1999 o PRC perde importância relativa para os erros de previsao na composição do *forward premium* (f)[15]. Os autores acham também evidência de autocorrelação no prêmio de risco e concluem que não é possível verificar a validade de nenhuma das conclusões fundamentais de Fama para o caso brasileiro.

Garcia e Medeiros (2006) estudam a eficiência e a racionalidade do mercado de câmbio futuro no Brasil para o período entre abril de 1995 e dezembro de 1998 (durante a vigência do *crawling peg*). Para isso, dividem o *forward premium* em seus componentes de PRC e de desvalorização esperada[16], como fizeram Marston (1994) e Frankel e Froot (1986). O resultado do teste tradicional é que existe o viés, provavelmente por conta da existência de um PRC.

Lowenkron e Garcia (2005), ao estudarem, para o caso brasileiro, os componentes do PRC e os riscos primos[17], concluem que o descasamento de moedas no balanço

[15] Definido como a soma do erro de previsão com o PRC.
[16] Ver equação (6).
[17] Ver Garcia e Didier (2003).

do governo (dívida externa menos reservas) e o baixo nível de desenvolvimento financeiro (crédito doméstico para o setor privado usado como *proxy*) são variáveis associadas ao fato dos riscos (país e cambial) serem correlacionados. Bomhoff e Koedijk (1987) apresentam um modelo que inclui dados de conta corrente e ativos de risco presentes na carteira de investidores. Marco, libra e iene *versus* o dólar são testados para o período de 1976-86, com a hipótese nula sendo rejeitada em todos os casos.

Marston (1994) analisa 3 condições de paridade: UIP, PPP e RIP (*real interest parity*) para determiner a importância relativa de dois fatores (PRC e erro sistemático de previsão) nos testes de eficiência do mercado de câmbio e conclui que os desvios não podem ser atribuídos nem só ao PRC nem só para erros de previsão (falha na HER). E conclui que o desafio que fica para os pesquisadores é desenhar modelos de precificação que possam ser testados empiricamente para explicar o fenômeno do PRC, ou modelos de peso problem ou de learning e para explicar os erros sistemáticos de previsão. Em 1994 o uso de opções era muito menos abundante do que hoje em dia.

2.2.5 Outras explicações

Entre as outras (menos freqüentes e menos documentadas) explicações para as falhas nos testes da UIP, há pontos metodológicos, como o defendido por Frankel(1983) e outros autores: a moeda tem que ser avaliada em termos reais, não nominais.

Mas há também explicações, como as de Edwards (2007), que analisa se restrições à mobilidade do capital reduzem a vulnerabilidade de uma economia a choques externos. Há várias conclusões que podem ser usadas para, junto com a idéia de "UIP *plus fundamentals*" explicar porque não deve bater a UIP, ou como o prêmio de risco não pode ser arbitrado. Ter reservas maiores, por exemplo, faz muita diferença. As implicações dos estudos de Edwards para as explicações nas falhas da UIP são claras. Diversas variáveis que mudam ao longo do tempo ajudam a explicar o padrão dos fluxos de capitais. Como estas variáveis são imprevisíveis e inter-relacionadas,

"arbitrar" a UIP é um negócio mais arriscado do que podem sugerir os resultados estatísticos.

Algumas tentativas para achar explicações não chegam a lugar nenhum. Wu (2005) investiga se a anomalia é resultante exclusivamente de risco de taxa de juros, com resultado negativo. "*While forward interest rates are significant in predicting excess bond returns, they are found not significant at all in predicting the foreign exchange returns*".

Segundo Flood e Rose (1994) desvios da UIP tendem a variar dependendo do regime de taxa de câmbio, sendo maiores em casos de taxas fixas. Para eles, uma explicação do *puzzle* que enfatize expectativas heterogêneas e estratégias de FX (seguidas por Bancos Centrais ou por traders que não sejam totalmente racionais) que sejam dependentes do regime de câmbio lhes parecem plausíveis.

Garcia e Didier (2003) além de trazerem importantes implicações para política monetária do estudo do PRC, indiretamente trazem uma potencial explicação alternativa para as falhas dos testes da UIP. Segundo os autores, no caso brasileiro, o prêmio pelo risco cambial é altamente correlacionado com o prêmio pelo risco país. Os autores se referem aos dois como riscos "primos" e discorrem sobre as características da economia que causam oscilações nos dois "prêmios". Segundo eles, alguns dos importantes determinantes destes riscos são as contas fiscais, as contas do balanço de pagamentos e as condições dos mercados financeiros domésticos e internacionais. Defendem ainda que, para redução dos juros doméstico ser possível, deve haver redução do risco cambial, que passa pela melhoria das contas externas, com o crescimento das exportações sem o uso de desvalorizações cambiais.

Outras explicações, ligadas às falhas nos testes, mas não necessariamente aos efeitos de *learning* ou de *peso problem*, são apresentadas por Chinn e Meredith (2005), que defendem que a UIP tem mais chance de ser respeitada no longo prazo:

> "*a temporary disturbance to the UIP relationship causes the spot exchange rate to depreciate relative to the expected future rate, leading to higher*

output, inflation and interest rates. Higher interest rates are then tipically associated with an ex post future appreciation of the exchange rate at short horizons, consistent with the forward discount bias typically found in empirical studies. Over long horizons, the temporary effects of exchange market shocks fade and the model results are dominated by more fundamental dynamics that are consistent with the UIP hypothesis."[18]

[18] Conceito muito similar ao defendido por Neely e Weller (2006).

3 MODELAGEM

A partir da revisão apresentada acima, pode-se resumir, do ponto de vista acadêmico, o *puzzle* da seguinte forma: se aceitarmos as hipóteses de validade da CIP, da UIP e da HER os resultados empíricos mostram que a taxa de câmbio do mercado futuro não é um indicador não viesado da expectativa dos agentes para o câmbio no futuro.

Tal resultado não é o previsto pela teoria econômica. Mas há uma confusão quanto a suas implicações. O fato de que o câmbio futuro não pode, em geral, ser considerado um indicador não viesado de E[d], não deve ser confundido com a existência da possibilidade de arbitragem por agentes financeiros. Isso porque, apesar de não se poder provar a inexistência de viés no mercado futuro, não se pode afirmar muita coisa sobre a natureza deste viés. Visto sob este aspecto o problema do *puzzle* não é tão grave assim[19].

A ausência de possibilidade de arbitragem mesmo com a falha dos testes tradicionais, sugere a possibilidade de existir uma outra forma de se testar a eficiência do mercado de câmbio. A construção de um modelo que permita isto, passa, necessariamente, por uma revisão das hipóteses aceitas nos testes tradicionais.

Mas é difícil explicar que as expectativas não sejam racionais (e mais difícil ainda é achar um modelo alternativo à HER), o que nos leva a manter tal hipótese.

A CIP tem obrigatoriamente que bater pois, se isso não ocorresse, qualquer agente com a possibilidade de operar nas três pontas[20] poderia auferir lucros ilimitados – até que seu posicionamento levaria a CIP à convergência. E bastaria um agente

[19] Em outras palavras, não é porque não se pode rejeitar a hipótese de não viés do mercado de câmbio que se aceita a hipótese de existência de oportunidades de ganhos livres de risco.

[20] As três pontas são os mercados futuro e à vista de câmbio e o mercado doméstico de títulos de renda fixa livre de risco de crédito. A arbitragem, isto é, a condição em que o agente trava imediatamente um lucro livre de risco, se dá quando o preço do futuro está mais caro (barato) do que o definido pela CIP, caso em que ele o vende (compra) ao mesmo tempo em que compra (vende) a moeda no mercado à vista e toma emprestado (empresta) os recursos necessários para a compra (provenientes da venda).

apto a tomar partido desta arbitragem para que, com sua pressão de compra do ativo relativamente barato e de venda do relativamente caro, forçasse a relação de preços de volta a condição em que não valeria mais a pena continuar com a operação, que é justamente a condição que respeita a CIP.

A UIP não ser respeitada para um determinado período não significaria nada com relação à possibilidade de arbitragem e, portanto, não haveria pressão natural para que houvesse convergência dos dados para a paridade descoberta. Isso porque a UIP não permite ganhos imediatos livres de risco, conforme dito acima. A CIP não ser respeitada é um acontecimento imediatamente arbitrável, sem risco para o arbitrador. No caso dos dados se desviarem do que "prevê" a UIP, apesar de significar a possibilidade de que, na média, um determinado lado de uma posição nos mercaos tenha sido vencedor, pouco diz sobre o resultado desta posição no futuro – o mercado financeiro conhece isso pela expressão "*past performance is no guarantee of future returns*". O que é corroborado por Frankel (1983): *"just because one could have made money with a particular strategy in the past does not necessarily mean that one could do so in the future".* À luz do conceito de PBA, a idéia de que a UIP "nao precisa" ser respeitada é mais facilmente absorvida. Assim, uma falha da UIP pode, em tese, existir por um bom tempo sem a possibilidade de ser corrigida por arbitragem.

Adicionalmente, Frankel (1983) sugere que, entre as variáveis que poderiam ser adicionadas aos modelos na tentativa de melhorar seu poder, particularmente no caso em que se desejasse separar o problema do *risk premium* do da hipótese de eficiência de mercado, estaria alguma medida de variabilidade da moeda.

Castro (2002) estuda a volatilidade implícita das opções de dólar futuro negociadas na BM&F para descobrir a distribuição de probabilidades neutras a risco do câmbio no vencimento.

Na mesma linha, Graveline (2006) usa o preço opções de compra na regressão e sugere que, ao invés de tentar descobrir todos os fatores fundamentais que afetam o PRC, pode-se tentar modelá-lo de uma forma mais simples (por exemplo, com o uso de opções de câmbio).

Garcia e Medeiros (2006) sugerem, indiretamente, que o uso de opções pode fazer sentido para estudar o PRC: “Esse prêmio de seguro é a cunha entre o preço do dólar futuro e a expectativa do dólar pronto no vencimento do contrato. Tal cunha aumenta em períodos de maior incerteza e diminui em períodos menos conturbados da economia”.

Almeida e Vicente (2006) incluem opções num modelo de previsão para a estrutura a termo da taxa de juros: “Já é sabido que as opções embutem as expectativas dos investidores sobre diferentes variáveis econômicas impactando a precificação dos ativos-objeto”.

Chang e Tabak (2006) afirmam que “Preços de opções constituem em fonte importante de informação a respeito da distribuição de probabilidade de preços do ativo subjacente no futuro”. “A volatilidade Implícita é uma previsão da volatilidade futura do ativo subjacente à opção. Dessa forma, mudanças nessa variável indicam alterações na percepção de incerteza do mercado a respeito dos níveis de preços futuros”. A assimetria implícita indica o que o mercado teme. No período estudado, ela esteve consistentemente acima de 0, corroborando a visão de que existe um motivo (temor de desvalorização) para haver o PRC.

Gomes (2002) verifica se, para o mercado brasileiro, a volatilidade implícita em opções contém informações sobre eventos de stress no futuro, e se tais informações podem ser capturadas por meio de um sistema prático de aviso e conclui, após o teste de causalidade de Granger, que as volatilidades implícitas contêm informações acerca de retornos de grande magnitude no futuro.

Estas evidências sugerem que um bom lugar para se olhar na busca de uma solução para o *puzzle*, é a UIP, que tem que ser substituída por outra hipótese que envolva o uso de opções.

3.1 PREMISSAS DO MODELO

A CIP continua a ser usada, por ser uma condição que deve valer a todo o tempo, “por arbitragem”.

Pelo mesmo raciocínio, a HER também continua a ser admitida. Apesar de menos sólida do que a CIP, a HER pode ser testada separadamente[21]. Além disso, sua adoção simplifica muito o modelo e traz um benefício adicional: ao admitir 2 das 3 hipotéses tradicionalmente usadas, pode-se fazer uma avaliação relativa da adoção de uma hipótese alternativa à UIP, comparando os resultados de testes envolvendo o novo modelo com os do modelo tradicional para as mesmas amostras.

A UIP deve ser substituída por alguma outra equação que, direta ou indiretamente, vá no sentido das explicações tradicionais de prêmio pelo risco cambial, *learning* e *peso problem* e que envolva o uso de opções.

Sugere-se então, neste novo modelo, a substituição da UIP pela HIP (*hedged interest parity*). A HIP é a equação que descreve uma posição parcialmente protegida no mercado de câmbio, construída da seguinte forma:

1. Investidor toma emprestado a moeda estrageira a uma taxa de juros i* pelo período t;
2. Via mercado de câmbio à vista, transforma os recursos em X_t, aplicando pelo mesmo período t, à taxa doméstica i;
3. Compra uma opção de compra da moeda estrangeira para o prazo t (para “travar” o pior cenário de sua posição, i.e., elimina risco de quebra) e
4. Vende uma opção de compra da moeda doméstica (o que equivale a vender uma opção de venda da moeda estrangeira) para o prazo t (para travar seu melhor cenário e garantir a simetria da posição[22]).

[21] Um teste destes não está no escopo deste trabalho.
[22] Isto também garante que qualquer teste econométrico do modelo seja independente da moeda escolhida como unidade de medida (moeda local).

O lucro obtido numa posição que respeite a HIP pode ser descrito pela seguinte equação:

$E[Lucro] = X_t (1+v)(1+i) – (1+i^*)(X_p)$

Onde v[23] $= - (c-p)/X_t$, com c = prêmio da opção de compra (*call*), p = prêmio da opção de venda (*put*)

$d = (X_{t+1} – X_t)/X_t$, é a desvalorização cambial

X_p[24] $= X_{t+1}$ se $P<X_{t+1}<C$ (sendo $C>X_t$ o strike da *call* e $P <X_t$ o da *put*)

C se $X_{t+1}> = C$

P se $X_{t+1}< = P$

$d' = (X_p-X_t)/X_t$, é a oscilação cambial até o strike da opção que for exercida, se alguma delas o for.

Através da proposição da HIP, temos que, E[Lucro] = 0 para não haver arbitragem[25]. Note que esta hipótese é melhor do que a que envolve a UIP pois, com o uso de opções, não há mais o risco de resultados extremos. Em outras palavras, não há o risco de quebra para nenhum dos lados e a "arbitragem" fica mais incentivada e o problema de PBA, reduzido.

Além disso, com o uso das opções – através do uso da volatilidade histórica na definição da volatilidade implícita[26]– os efeitos atribuídos tradicionalmente ao *learning* devem ser parcialmente captados.

Considerando E[lucro] = 0, rearranjando a equação e transformando tudo em log, temos que:

[23] v é o custo, em percentual de X_t (o valor do cambio à vista) de entrada na posição de opções, isto é, o preço da opção de compra (call) menos o preço da opção de venda (put).

[24] É o preco da moeda à vista que, no dia do vencimento, será usado para fechar a posição cambial em aberto. É definido dependendo dos strikes das opções. (d-d') reflete o ganho pelo exercício de uma das opções no vencimento.

[25] Pelos problemas apresentados e discutidos nas sessões anteriores, não é de se esperar que a HIP "bata", mas que sua utilização permita explicar melhor o diferencial de juros, através de resultados mais satisfatórios nas regressões das séries históricas disponíveis do que os obtidos nos testes tradicionais. Além disso, sua utilização deve permitir uma melhor compreensão do PRC.

[26] Em geral os agentes usam, de alguma forma, a volatilidade histórica dos ativos para tentar estimar a volatilidade futura esperada. Em tese, a volatilidade implícita das opções reflete a media das opiniões dos agentes com relação à volatilidade futura.

$$\log(1+v) + \log(1+i) = \log(1+i^*) + \log(1+d') \quad \text{ou}$$

$$\log(1+i) - \log(1+i^*) = \log(1+d') - \log(1+v) \tag{9}$$

Substituindo a CIP em (9), a equação proposta da HIP:

$$\log(1+f) = \log(1+d') - \log(1+v) \tag{10}$$

3.2 HIP x FAMA

Segundo Fama (1984), uma especificação da UIP que considera a existência do PRC tem a forma:

$$\log(1+f) = \log(1+d) + \log(1+prc) \tag{11}$$

Substituindo (10) em (11) temos:

$$\log(1+prc) = \log(1+f) - \log(1+d) = \log(1+d') - \log(1+d) - \log(1+v)$$

$$\log(1+prc) = -\log(1+v) + \log(1+d') - \log(1+d)$$

Não poderia fazer mais sentido. O PRC está diretamente ligado às variáveis que definem os valores de v, d' e d. O termo –log(1+v) representa os prêmios das opções, isto é, o custo da proteção. Os termos restantes representam o resultado da posição assumida com opções. Se há, por exemplo, risco da moeda doméstica se desvalorizar muito, *ceteris paribus*, o PRC deve ser mais alto. Se prc = f(v,d',d) e $v=-c+p/X_t$, isso explica, por exemplo, porque o PRC é positivo em países como o Brasil (em que a c é mais cara do que a p) e o contrário em países que têm o *home bias*. Isto significa que, enquanto no Brasil se cobra um prêmio para se aplicar em moeda doméstica, nos outros paises tende-se a cobrar um prêmio para se aplicar na moeda estrangeira.

Além disso, voltando às proposições de Fama, o PRC modelado segundo a HIP tem, em tese, potencial para “respeitar” as equações (7) e (8). Vejamos como:

(7) diz que Var(log(1+prc)) > Var(log(1+d)) ou

Var(-log(1+v) + log(1+d’) - log(1+d)) > Var(log (1+d))

(8) diz que Corr (log(1+prc),log(1+d)) < 0 ou

Corr (-log(1+v) + log(1+d’) - log(1+d)), log(1+d)) < 0

Fica impossível fazer uma demonstração literal das proposições acima sem que se tenha que impor alguma regra para, por exemplo, as definições dos *strikes* das opções. Mas uma simples inspeção das fórmulas levam a crer que, a não ser em situações limites (de correlação -1 entre as variáveis d e d’, por exemplo), as equações (7) e (8) devem ser confirmadas pelos dados. Sendo assim, a HIP conforme proposta acima, está em perfeita consonância com o que se tem proposto em termos teóricos dentro do âmbito do *puzzle*. Basta agora testar econometricamente seu poder explicativo. Mas “Só podemos rejeitar aquilo que pode ser testado empiricamente” (Huang (1984)). Felizmente hoje, com a disponibilidade de dados históricos de volatilidades implícitas das opções de câmbio, pode-se testar empiricamente se a HIP é melhor do que a UIP no estudo da eficiência do mercado de câmbio.

3.3 HIP: ENTRE A CIP E A UIP

A HIP pode ser vista como uma variação da UIP, com a retirada da possibilidade de resultados “extremos”, o que a coloca como um modelo intermediário entre a CIP e a UIP.

Isso fica claro ao analisarmos a escolha dos *strikes* das opções. Dependendo de quais os *strikes* "escolhidos", a HIP se transforma na CIP ou na UIP. Se os *strikes* forem os mesmos, temos a HIP convergindo para a CIP. Se os *strikes* são o mesmo (X_p), temos que certamente uma das duas será exercida. Voltando a Hull, temos a *put-call parity*, equação que define a relação entre as opções de compra e venda com mesmo preço de exercício:

$$c\text{-}p = X_t - (X_p)(1+i^*)/(1+i) \qquad (12)$$

ou, dividindo os dois lados por X_t

$$c\text{-}p/X_t = X_t/X_t - X_p/X_t\,(1+i^*)/(1+i)$$

$$c\text{-}p/X_t = 1 - (1+d')(1+i^*)/(1+i)$$

$$1 + v = (1+d')(1+i^*)/(1+i)$$

Tirando log dos dois lados e rearranjando os termos:

$$-\log(1 + v) + \log(1+d') = \log(1+i)-\log(1+i^*) \qquad (13)$$

Substituindo (13) em (10) temos a CIP:

$$\log(1+f) = \log(1+i) - \log(1+i^*)$$

No outro extremo, temos que, se os *strikes* forem escolhidos como muito distantes "do dinheiro", as opções não valerão nada e provavelmente nunca darão exercício. Com isso teríamos que v=0 e (d'-d)=0. E a HIP convergiria para a UIP e o PRC não seria captado[27].

[27] O que confirma a expectativa de que a escolha dos *strikes* seja importante na hora de se testar a teoria.

Como mostra o gráfico 1 abaixo, podemos representar o lucro (eixo y) auferido por posições geradas pela CIP, pela UIP e pela HIP, em função da oscilação cambial (eixo x) para um determinado período.

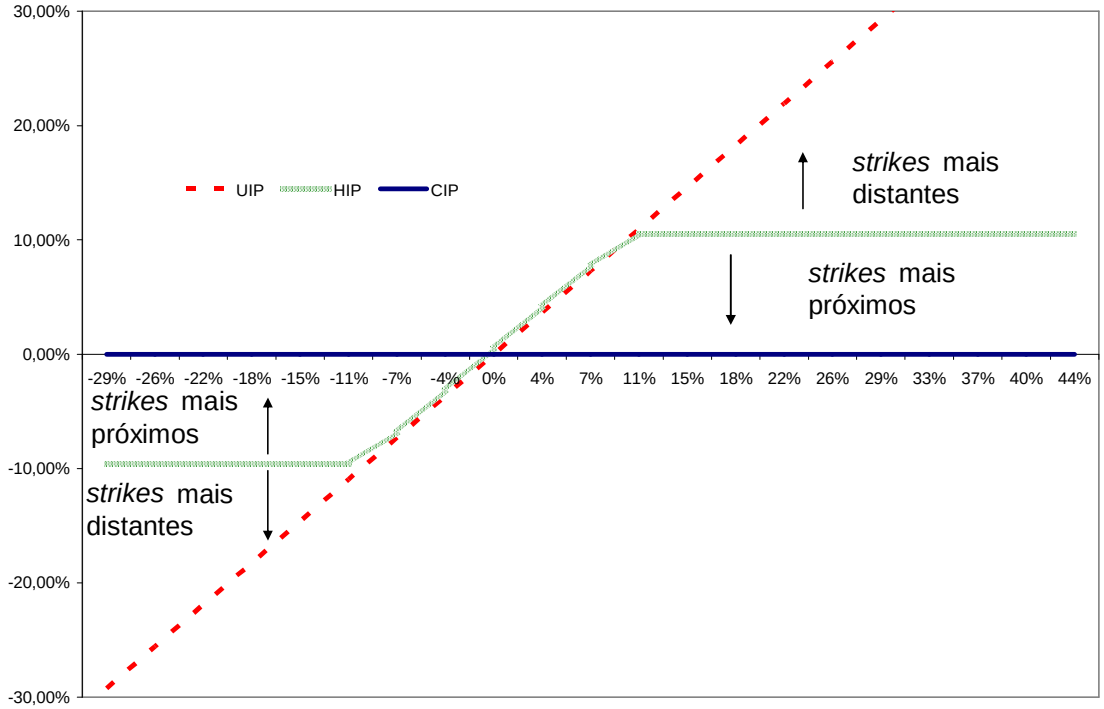

Figura1: a HIP entre a CIP e a UIP

Partindo da curva da UIP, à medida que se escolhem *strikes* mais distantes do câmbio à vista, maior é a faixa em que as curvas da UIP e da HIP se sobrepõe[28], já que os patamares mínimo e máximo se afastam da linha de retorno 0% (eixo y). Fazendo o contrário, à medida que se escolhem *strikes* mais próximos do valor do câmbio à vista, mais os patamares máximo e mínimo se aproximam, até que, no limite, a curva da HIP não anda mais em cima da curva da UIP para nenhuma faixa de oscilação do câmbio (eixo x), ponto em que a HIP passa a coincidir com a UIP.

Uma terceira forma de se entender a relação existente entre a UIP, a CIP e a HIP é através da análise dos deltas[29] (Δ) das opções. Voltando à *put-call parity*, é possível mostrar que a HIP é uma combinação linear da CIP e da UIP.

[28] Isso acontece quando se travam o maior e o menor retorno possível com mesmo percentual e, adicionalmente, quando se usa a mesma volatilidade implícita para precificação da *call* e da *put*.
[29] Delta é um parâmetro de sensibilidade muito usado por gestores de portfólios de opções. Ele é calculado como a derivada do prêmio da opção com relação ao preço do ativo objeto. Um portfólio de opções tem delta zero quando seu valor não varia com a oscilação de preço do ativo objeto. Um portfólio tem delta 1 quando, para cada

A posição cambial representada pela CIP tem $\Delta_{CIP}=0$, pois é representada pela compra do câmbio à vista ($\Delta=1$) adicionada à venda do câmbio futuro ($\Delta=-1$). Por outro lado, a posição cambial representada pela UIP tem $\Delta_{UIP}=1$ pois não inclui a venda do contrato futuro. É possível provar que, qualquer que sejam as opções escolhidas, teremos $\Delta_{CIP} < \Delta_{HIP} < \Delta_{UIP}$.

Por definição temos: $0< \Delta_{Call} <1$ e $-1< \Delta_{Put}<0$. Porém, dentro da proposição da UIP, em que o objetivo do agente é limitar seu ganho máximo e sua perda máxima, temos que as opções envolvidas estão "fora do dinheiro", isto é, o *strike* da *put* é menor do que o preço do câmbio futuro que é menor do que o *strike* da *call*. Nestas condições, Hull (1989) mostra que a restrição acima se torna: $0< \Delta_{Call} <0,5$ e $-0,5< \Delta_{Put}<0$.

E sabemos que $\Delta_{HIP} = 1 -\Delta_{Call} + \Delta_{Put}$. Portanto, $0< \Delta_{HIP} < 1$.

3.4 VANTAGENS DA HIP

Do ponto de vista das proposições de explicações dadas até agora para as falhas da UIP, a HIP também traz vantagens claras. O processo de *learning*, por exemplo, pode ser captado mais rapidamente pela volatilidade implícita das opções. Os agentes têm como embutir, na volatilidade implícita, novas informações à medida em que elas vão sendo disponibilizadas.

O efeito sobre o problema do *peso problem* pode ser mais facilmente entendido. Consideremos o exemplo clássico de um regime de câmbio fixo, que tem a moeda doméstica sendo negociada a desconto no mercado futuro. Se o risco percebido pelos agentes é de quebra do regime, a volatilidade temida é assimétrica, isto é, não se teme uma valorização abrupta da moeda doméstica, mas sim uma desvalorização da mesma. Portanto, a despeito da não ocorrência do evento isto é, log(1+d') -

unidade de variação de preço do ativo objeto, o portfólio também tem a mesma variação. Para uma explicação detalhada de como o delta é calculado, ver Hull (1989).

log(1+d)=0, o parâmetro –log(1+v) seria bastante alto, captando, na UIP o fato de que a opção de compra da moeda estrangeira seria muito mais cara do que a opção de compra da moeda doméstica[30] (c>>p). Isso explicaria o fato de que, apesar de E[d]=0, f continua sendo positivo. Usando a mesma formatação anterior, a figura 2 abaixo mostra este efeito. O custo representado por –log(1+v) desloca a curva da UIP para "baixo".

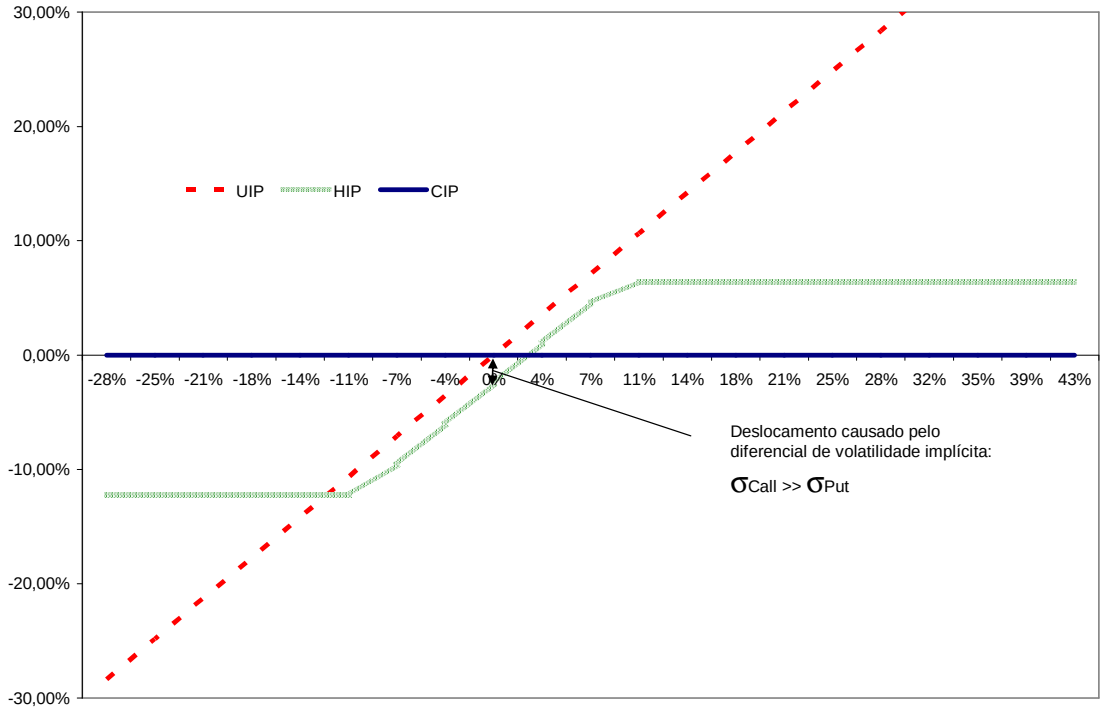

Figura2: explicando o *peso problem*

Frankel e Froot (1986) decompuseram o viés do mercado futuro de câmbio em porções atribuíveis aos erros sistemáticos de previsao e ao premio de risco. A novidade deste trabalho foi o uso de dados reais de pesquisas de expectativas para separar os dois efeitos. Mesmo considerando que esta hipótese é um dos custos do teste (pois não se sabe a qualidade dos surveys usados), os autores concluem que o viés é atribuído a um mix entre os erros de previsões dos agentes e o PRC.

[30] Se considerarmos, evidentemente, as mesmas condições impostas no exemplo anterior, de que os *strikes* da *call* e da *put* à mesma distância do câmbio futuro.

Os autores modelaram as expectativas através dos dados de pesquisa e, com isso, chegaram ao PRC como resíduo na regressão. Fazendo o contrário, sob a hipótese de expectativas racionais, o viés seria totalmente atribuído ao PRC. A proposta da HIP, ao gerar uma forma funcional para o PRC, permite, atacar o mesmo problema, isto é, o fato do teste ser duplo, através de um caminho diferente.

4 TESTE DA HIP

Esta seção propõe uma forma de testar a aderência da HIP aos dados, com o objetivo de buscar uma validação empírica da teoria que está, conforme foi demonstrado nas seções anteriores, em consonância com a bibliografia existente sobre o assunto.

O teste objetiva avaliar a aderência da HIP relativamente à da UIP, e não em termos absolutos. Em outras palavras, deseja-se validar a proposição de que, para os mesmos dados, a HIP explica melhor o *puzzle* do que a UIP.

4.1 A EQUAÇÃO DA REGRESSÃO (TESTE DA HIP)

Precisamos ter modelos que usem equações o mais similares possível, para que a avaliação relativa dos modelos (UIP x HIP) fique mais clara.

Porém, ao invés de usar a equação tradicional, similar à equação (4) acima, é conveniente fazer uma inversão. E[d] não aparece explicitamente na equação (10) da HIP. Assim, se quiséssemos manter a forma tradicional de teste da UIP, com E[d] como variável dependente, não teríamos a possibilidade de compararmos apenas os coeficientes das regressões – uma forma direta de avaliação relativa dos modelos. Desta forma, passaremos a usar f como variável dependente nos dois casos. A equação de regressão da UIP modificada fica então da seguinte forma:

$$\log(1+f) = \alpha + \beta \log(1+E[d]) + \sigma \qquad (14)$$

H_0: $\alpha=0$, $\beta=1$, σ =ruído branco
H_1: $\alpha \neq 0$; $\beta \neq 1$;

E a equação de regressão proposta para o teste da HIP é:

$$\log(1+f) = \alpha + \beta\,(\log(1+d')-\log(1+v)) + \sigma \qquad (15)$$

H_0: $\alpha=0$, $\beta=1$, σ =ruído branco

H_1: $\alpha \neq 0$; $\beta \neq 1$;

Se focássemos neste momento no estudo do PRC, a melhor descrição da equação (15) acima deveria, seguindo a proposição de Fama (1984), deixar o PRC explícito como uma das variáveis independentes:

$$\log(1+f) = \alpha + \beta \log(1+E[d]) + \gamma \log(1+PRC) + \sigma \qquad (16)$$

Mas o PRC pode, seguindo a proposição da HIP, ser definido como

$$\log(1+PRC) = \log(1+d) - \log(1+d') + \log(1+ v)$$

Sendo assim, o PRC depende de d, o que torna inapropriado o uso tanto de d como do PRC como regressores, já que isto geraria o problema de multicolinearidade.

Para que se possa fazer o teste proposto em (15) acima, além dos dados de taxa de câmbio à vista e taxas de juros para as duas moedas, é necessário que se tenha os dados dos custos de opções de compra e de venda destas moedas. Por serem muito mais escassos do que os dados de taxas de câmbio e juros, é natural que os dados sobre opções se tornem a maior restrição ao trabalho empírico envolvendo a HIP.

Idealmente, seria desejável termos as séries históricas dos prêmios das opções para diversos preços de exercício e prazos, mas tais séries ainda não estão disponíveis – pelo menos não de uma forma que se possa usar em testes desta natureza. Mas felizmente já há dados históricos de volatilidade implícita disponíveis para uma várias moedas. Desta forma, pode-se, por exemplo, usar dados históricos de volatilidade implícita para estimar, usando modelos de precificação, os preços

teóricos de opções de compra (*calls*) e de venda (*puts*) para gerar o parâmetro v da equação (15).

É claro que a adoção de um modelo de precificação significa uma nova restrição imposta aos dados, de forma que o teste se torna ainda mais complexo por testar também a validade do modelo escolhido. Mas tal imposição não deve invalidar os resultados do teste, principalmente neste caso, em que pode-se escolher um modelo de precificação que seja largamente utilizado pelos participantes de mercado.

4.2 AVALIAÇÃO DO MODELO

Se a HIP obtiver um resultado robustamente melhor do que a UIP, isto é, se a regressão da equação da HIP for melhor do que a da equação da UIP, teremos evidências de que a HIP é útil para se estudar o *puzzle* – e conseqüentemente a volatilidade implícita ajuda a explicar o diferencial de juros.

Este deve ser o primeiro objetivo dos testes aqui apresentados: uma avaliação relativa. Independentemente do poder explicativo de um ou outro modelo ser alto ou baixo, busca-se uma avaliação relativa da adoção da HIP versus a adoção do modelo tradicional. Por construção, conforme demonstrado na seção 3, o modelo proposto continua assumindo CIP e HER (duas restrições que são mantidas tanto para um modelo quanto para o outro), substituindo-se apenas a UIP pela HIP para isolar este efeito nos resultados das regressões - que devem ser feitas sempre para as mesmas séries de dados de taxas de juros e câmbio.

Além disso, como o modelo da HIP permite estimar os valores do PRC a cada momento, pode-se estudar a série de tempo desta variável e testar as proposições de Fama (1984) conforme as equações (7) e (8).

5 APLICAÇÕES DO TESTE

Para avaliar como o modelo apresentado se aplica a casos reais, faremos o estudo das regressões representadas pelas equações (14) e (15) para três paridades. Foram escolhidas as paridades real-dólar, euro-dólar e dólar-libra. A primeira por se tratar da moeda nacional brasileira, com aspectos bastante peculiares de diferencial de juros e prêmio de risco e relevância evidente. A segunda e a terceira por se tratarem do exato oposto, isto é, são duas das paridades mais observadas no mundo, que envolvem dois países e um bloco de países desenvolvidos e economicamente estáveis, teoricamente com risco cambial e diferenciais de juros relativamente mais baixos. Desta a avaliação do modelo não está restrita nem a casos extremos de diferencial de juros elevados nem a casos de estabilidade relativa de taxas de juros.

5.1 SÉRIES UTILIZADAS

As equações foram estimadas considerando-se sempre posições de um ano[31]. Ou seja, as opções, os contratos futuros e as posições “abertas” em câmbio têm prazo (t) iguais a um ano.

Para a realização da regressão e dos testes econométricos, são necessárias séries históricas de expectativa de desvalorização do câmbio (E[d]) e da taxa futura de câmbio (f).

Para elaborar as séries de expectativa de desvalorização do câmbio, utilizou-se a taxa observada ao final do período, considerando-se a hipótese de expectativas racionais (HER). Assim, na média, a expectativa de desvalorização cambial é a desvalorização ocorrida no período.

[31] Esta é uma escolha arbitrária. Como o objetivo do trabalho e discutir o poder relativo de ajuste dos dois modelos, essa questão tem importância secundária. De qualquer forma, optou-se por um prazo (t) que permitisse um grande número de observações e que ao mesmo tempo não representasse posições de prazo muito curto dado que alguns autores mencionam que a UIP converge mais facilmente no longo do que no curto prazo.

Para a elaboração das séries de taxa futura de câmbio, foram construídas séries sintéticas baseadas na CIP. Isto é, tomaram-se as taxas de juros em cada moeda a cada tempo e calcularam-se os valores "justos" do contrato futuro para aquela data específica.

Este procedimento atingiu dois objetivos principais: o primeiro foi descartar problemas com a CIP[32], para não agregar mais incertezas ao teste. O segundo foi garantir que se pudesse fazer uso do maior número de dados possíveis. Caso optássemos por obter tais valores diretamente no mercado futuro, teríamos o problema de que o vencimento do mercado futuro é fixo e, portanto, ao obter a série histórica, o período de vencimento seria menor a cada dia, o que exigiria um tratamento dos dados que poderia causar distorções adicionais imprevisíveis nos resultados. Além disso, o mercado futuro de câmbio no Brasil só possui liquidez no curto prazo, o que impossibilita caracterizar um "*fair value"* desse mercado no médio e longo prazo.

No caso brasileiro, foi necessário fazer um ajuste para acharmos a taxa de juros doméstica, ajustada por risco de crédito, em moeda estrangeira. Esta taxa foi construída sinteticamente através da soma da Libor de um ano com o prêmio de risco país medido pelo banco JPMorgan (Embi Brasil).

O valor das opções usadas nas regressões foi calculado diariamente, usando a fórmula de Black-Scholes para futuros de moedas e os mesmos parâmetros de taxas de juros e câmbio usados nas outras séries, com a importante adição das volatilidades implícitas. Tais séries estão disponíveis para as moedas envolvidas, com freqüência diária, em sistemas de informação como o Bloomberg ou a Reuters.

Há aqui que ser fazer uma ressalva com relação à utilização da mesma volatilidade implícita para as duas opções que são calculadas a cada dia (a *call* e a *put*, com *strikes* diferentes). O ideal seria termos, a cada dia, o valor exato das *calls* e *puts*

[32] Restrições à mobilidade de capitais, por exemplo, podem fazer com que f seja diferente do previsto pela CIP por um determinado período. Um exemplo disto é o caso brasileiro, em que o chamado "cupom cambial" fica algumas vezes abaixo do

conforme negociados nos mercados. Isto, porém, não é possível hoje, dado que as séries disponíveis se limitam à volatilidade média implícita, para cada período e moeda. No futuro estes dados estarão disponíveis e serão muito úteis para testar, por exemplo, a hipótese do *peso problem* e qualquer outra assertiva com relação à assimetria de retornos esperados. Nesses casos, em tese, o prêmio de uma opção que protege o agente do lado da assimetria esperada é muito mais alto do que o prêmio que protege o risco do outro lado da distribuição de probabilidades. Este efeito só poderia ser captado, neste modelo, caso estivessem disponíveis as volatilidades implícitas das opções para cada preço de exercício. Esta é, portanto, mais uma restrição imposta à UIP no teste aqui proposto. E neste caso, certamente há perda de informações relevantes para o resultado do estudo. Enquanto não houver dados suficientes, esta deficiência do teste não pode ser sanada.

Em resumo, além das séries de câmbio à vista e taxa de juros disponíveis em cada moeda (com a ressalva feita acima de que a taxa doméstica em dólares no caso do Brasil foi "criada" com a soma da Libor ao prêmio de risco pais), temos as seguintes regras para a construção das outras variáveis:

Para a regressão da UIP:

$E[d] = d = (X_{t+1} - X_t)/ X_t$, seguindo a HER

$f = X_t (1+i)/(1+i^*)$, seguindo a CIP

Para a regressão da HIP foram adicionalmente criadas as seguintes series:

$v = - (c-p)/X$, com c = prêmio da call, p = prêmio da put

$d' = (X_p - X)/X$, com X_p [33] $= X_{t+1}$ se $P < X_{t+1} < C$

C se $X_{t+1} >= C$ (stike da call)

P se $X_{t+1} <= P$ (strike da put)

$C = X_t (1+i/2)$

$P = X_t /(1+i^*/2)$

[33] É definido dependendo dos *strikes* das opções. (d-d') reflete o ganho pelo exercício de uma das opções no vencimento.

Com a formulação proposta acima, tem-se a certeza de que a qualquer momento tanto a *call* quanto a *put* não tem valor intrínseco, isto é, a *put* tem *strike* abaixo do preço à vista e a *call* tem *strike* acima do preço à vista. Isto garante que seu preço reflita de forma mais importante a volatilidade implícita. Outra preocupação na definição dos *strikes* é a de que não fiquem tão longe do preço à vista a ponto da HIP acabar convergindo para a UIP, o que tornaria o teste menos útil. De outro lado, se os *strikes* forem muito próximos correr-se-ia o risco da HIP convergir para a CIP.

5.2 APLICAÇÃO DO MODELO PARA A PARIDADE REAL-DÓLAR

Primeiramente testou-se o modelo usando dados para a paridade real-dólar.

5.2.1 Base de dados

Para a paridade real-dólar foram usados dados diários de 02/10/2003 a 31/01/2006, contendo as seguintes variáveis: câmbio à vista (e câmbio realizado 1 ano depois), taxa doméstica em reais (pré), Libor de 1 ano em dólares, Embi Brasil, Volatilidade implícita das opções de câmbio[34]. Com estes dados brutos, foram construídas as seguintes séries:

	d	d'	f	i	i*	v
Mean	-0.055539	-0.007857	0.038471	0.174428	0.076649	-0.059310
Median	-0.047295	-0.008157	0.039187	0.177500	0.077600	-0.060229
Maximum	0.005184	0.005184	0.046884	0.199500	0.101200	-0.041919
Minimum	-0.116493	-0.010792	0.025779	0.148500	0.054269	-0.069558
Std. Dev.	0.034135	0.001825	0.003972	0.011677	0.007719	0.005158
Skewness	-0.148589	3.593360	-0.403662	-0.493283	-0.261556	0.443637
Kurtosis	1.623290	19.13961	2.384088	2.216889	3.264412	2.531170
Jarque-Bera	50.33505	7920.450	26.16470	40.25934	8.717810	25.55406
Probability	0.000000	0.000000	0.000002	0.000000	0.012792	0.000003
Sum	-33.82310	-4.784724	23.42863	106.2267	46.67945	-36.11952
Sum Sq. Dev.	0.708460	0.002024	0.009590	0.082901	0.036226	0.016175
Observations	609	609	609	609	609	609

Tabela1: base de dados para real-dólar.

[34] Disponíveis na Bloomberg. A limitação para a base de dados foi justamente a volatilidade implícita, cuja série para esta paridade começava no dia 02/10/2003.

Para maior flexibilidade no tratamento dos dados, coerência com os modelos apresentados na seção 3 (e seguindo a metodologia geralmente empregada neste tipo de estudo), tirou-se o logaritmo de cada variável adicionada à unidade, de forma que, para as tabelas seguintes, têm-se as seguintes notações:

LGOD01=log(1+d) LOGDL= log(1+d') LOGF = log(1+f) LOGV =log (1+v)

5.2.2 Modelos em nível

Podemos passar a testar as especificações conforme propostas na seção anterior. Para cada paridade, testaremos os modelos em nível (UIP1 e HIP1) e em diferenças (UIP2 e HIP2). Começando com a UIP1, cujo resultado da regressão está replicado na tabela 2:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036579	0.000287	127.5271	0.0000
LOGD	-0.020121	0.004205	-4.785406	0.0000

R-squared	0.036355	Mean dependent var	0.037742
Adjusted R-squared	0.034768	S.D. dependent var	0.003827
S.E. of regression	0.003760	Akaike info criterion	-8.325370
Sum squared resid	0.008583	Schwarz criterion	-8.310881
Log likelihood	2537.075	Hannan-Quinn criter.	-8.319733
F-statistic	22.90011	Durbin-Watson stat	0.064241
Prob(F-statistic)	0.000002		

Tabela2: estatísticas da UIP1 para real-dólar

A primeira regressão da UIP apresenta baixo poder explicativo, e β negativo, o que nos faz rejeitar a hipótese H_o. Tais resultados não causam estranheza, dado que, conforme relatado na seção 1, os resultados das regressões para diversos tipos de moedas e prazos diferentes disponíveis na literatura apresentam números semelhantes. A despeito disto, e independentemente da avaliação relativa aqui proposta, a estatística DW indica um grave problema de autocorrelação dos resíduos

que é confirmada pela inspeção visual do gráfico 1, que indica tendência clara da curva de resíduos.

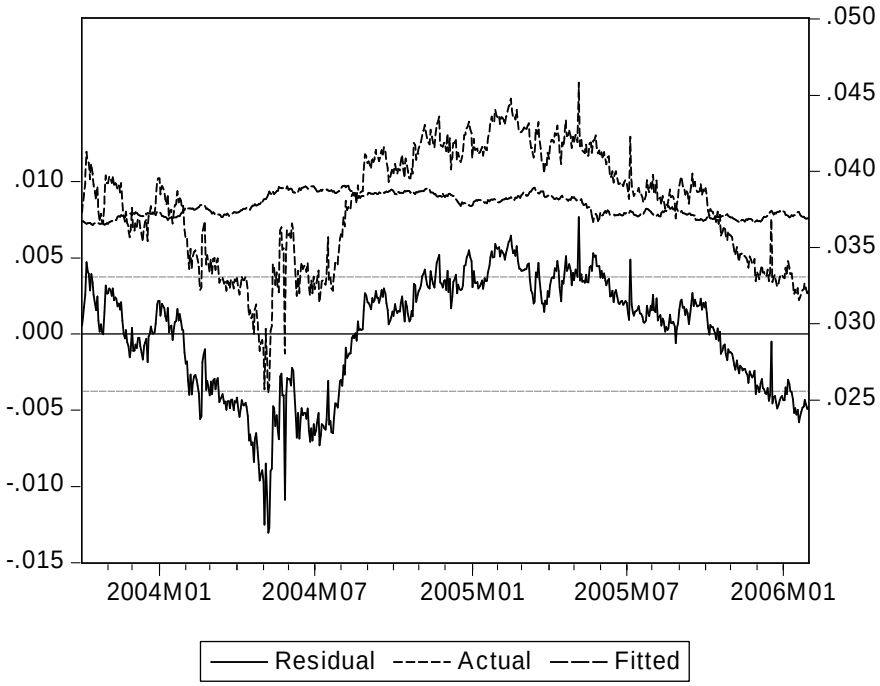

Gráfico1: resíduos da UIP1 para real-dólar

Antes de se tentar corrigir o problema de autocorrelação de resíduos evidenciado nos resultados do modelo UIP1, e com o objetivo de se usar toda a informação disponíveis nas séries utilizadas para fazer a avaliação comparativa (UIP x HIP), faz sentido analisar o modelo em nível da HIP (HIP1), cujo resultado é replicado na tabela 2 abaixo.

Comparativamente pode-se dizer que a regressão da HIP, para os mesmos dados, a despeito dos mesmos problemas de autocorrelação de resíduos, apresenta resultado melhor: o poder explicativo do modelo é de fato muito bom até em termos absolutos a julgar pelo alto valor de R^2 (0,88). Adicionalmente, e provavelmente mais relevante para a análise relativa dos dois modelos, o resultado positivo e estatisticamente significante de β deve ser ressaltado. Principalmente à luz do fato de que grande parte dos testes disponíveis (em nível ou em diferenças) não obtém tal resultado.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006058	0.000471	12.85121	0.0000
LOGDL-LOGV	0.594816	0.008793	67.64497	0.0000

R-squared	0.882883	Mean dependent var	0.037742
Adjusted R-squared	0.882690	S.D. dependent var	0.003827
S.E. of regression	0.001311	Akaike info criterion	-10.43292
Sum squared resid	0.001043	Schwarz criterion	-10.41843
Log likelihood	3178.823	Hannan-Quinn criter.	-10.42728
F-statistic	4575.842	Durbin-Watson stat	0.137635
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela3: estatísticas da HIP1 para real-dólar

O problema de autocorrelacao dos resíduos continua no modelo HIP1, como não poderia deixar de ser, dado que sua causa não foi atacada na mudança representada pela troca do modelo UIP1 para o modelo HIP1. Este problema, na verdade, já era esperado, e é causado pelo fato de que estamos trabalhando com dados diários para posições que tem 1 ano de prazo.

E esta escolha se justifica porque desejava-se, como sempre é o caso neste tipo de estudo, trabalhar com o maior número de observações possíveis. Ao mesmo tempo, escolheu-se um prazo longo o suficiente para que, conforme defendem alguns autores, a UIP tivesse mais chance de ser respeitada. É evidente que para se trabalhar com posições anuais evitando totalmente a autocorrelação dos resíduos, a série de dados se resumiria a uma observação por ano, o que inviabilizaria o estudo logo de partida.

Mesmo assim, a despeito de ter-se que mitigar este problema de autocorrelação de resíduos, e sempre tendo em mente a análise em termos relativos, já temos um indício de melhor poder explicativo da HIP1 x UIP1.

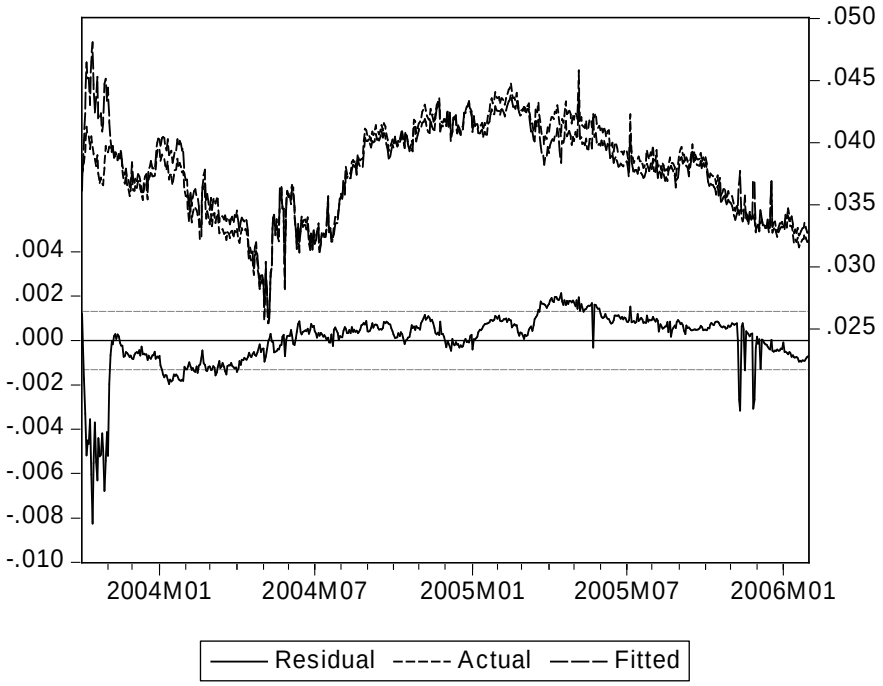

Gráfico2: resíduos da HIP1 para real-dólar

5.2.3 Modelos em diferenças (dlog)

Para mitigar o problema de autocorrelacao de resíduos, passaremos a trabalhar com as variáveis em diferenças ($dlogY = logY_t - logY_{t-1}$).

Começando novamente com a UIP, temos um resultado pior em diferenças para o modelo tradicional (UIP2) do que em nível (UIP1), como mostra a tabela 4 abaixo.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.48E-06	3.84E-05	-0.220836	0.8253
DLOGD	0.004525	0.008083	0.559848	0.5758

R-squared	0.000517	Mean dependent var	-8.55E-06
Adjusted R-squared	-0.001132	S.D. dependent var	0.000946
S.E. of regression	0.000947	Akaike info criterion	-11.08414
Sum squared resid	0.000543	Schwarz criterion	-11.06963
Log likelihood	3371.579	Hannan-Quinn criter.	-11.07850
F-statistic	0.313430	Durbin-Watson stat	2.573170
Prob(F-statistic)	0.575790		

Tabela4: estatísticas da UIP2 para real-dólar

O modelo não apresenta coeficientes estatisticamente significantes (estatísticas *t* apresentando valores muito baixos) e poder explicativo muito baixo (R^2=0, F=0,31). Por outro lado, a estatística DW se aproximou um pouco mais de 2 (limite em que não existe mais autocorrelacao dos resíduos), resultado também esperado dado que, com a mudança de modelo UIP1 para UIP2, a causa do problema foi de fato atacada. Apesar deste efeito positivo, se voltarmos ao *puzzle* o resultado acima nos diz que a oscilação do prêmio do *forward* sobre o câmbio à vista (em log), não é afetada pela oscilação da expectativa de desvalorização cambial. Um resultado que continua sendo contra-intuitivo.

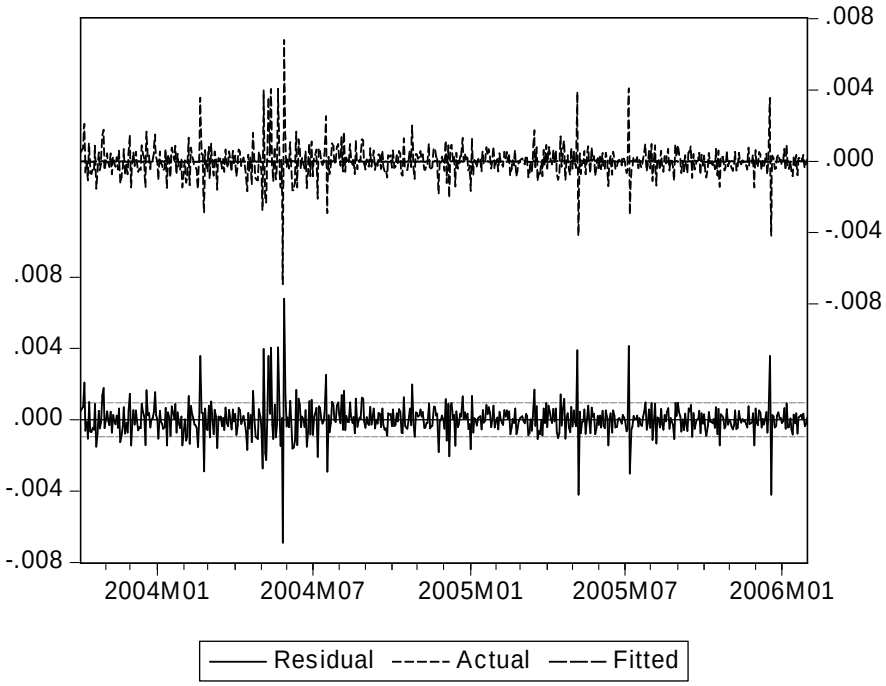

Gráfico3: resíduos da UIP2 para real-dólar

A inspeção do gráfico 3 de resíduos da UIP2 demonstra a existência de pelo menos dois períodos em que houve maior ocorrência de erros de estimação, provavelmente devido a oscilações mais abruptas da taxa de câmbio. Mas, por outro lado, β tem agora valor positivo. O próximo passo é avaliar o ganho, se algum, do modelo HIP2 sobre o modelo HIP1, considerando os mesmos parâmetros de comparação. O que nos leva a inspecionar os dados da tabela 5, que resume a regressão da HIP2.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.17E-06	1.80E-05	-0.231636	0.8169
DLOGDL-DLOGV	0.480184	0.010353	46.38011	0.0000

R-squared	0.780205	Mean dependent var	-8.55E-06
Adjusted R-squared	0.779842	S.D. dependent var	0.000946
S.E. of regression	0.000444	Akaike info criterion	-12.59868
Sum squared resid	0.000119	Schwarz criterion	-12.58418
Log likelihood	3832.000	Hannan-Quinn criter.	-12.59304
F-statistic	2151.114	Durbin-Watson stat	2.314904
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela5: estatísticas da HIP2 para real-dólar

O modelo em diferenças para a HIP apresenta coeficiente β positivo e estatisticamente significante. Como vai poder ser visto ao longo das próximas páginas, este valor de β é o mais próximo de um entre todos os modelos (UIP1, UIP2, HIP1 e HIP2) para as três paridades aqui estudadas (evidentemente, o resultado é restrito ao período coberto pela base de dados disponível para este estudo). Além disto, o alto poder explicativo (R^2 = 0,78) e o menor sinal de auto-correlação dos resíduos, a julgar pela estatística DW mais próxima de 2 (tanto do que o gerado pelo HIP1, quando do que o gerado pelo modelo HIP2) autorizam a conclusão de que, para a paridade real-dólar, o modelo HIP2 apresenta aderência melhor do que os outros.

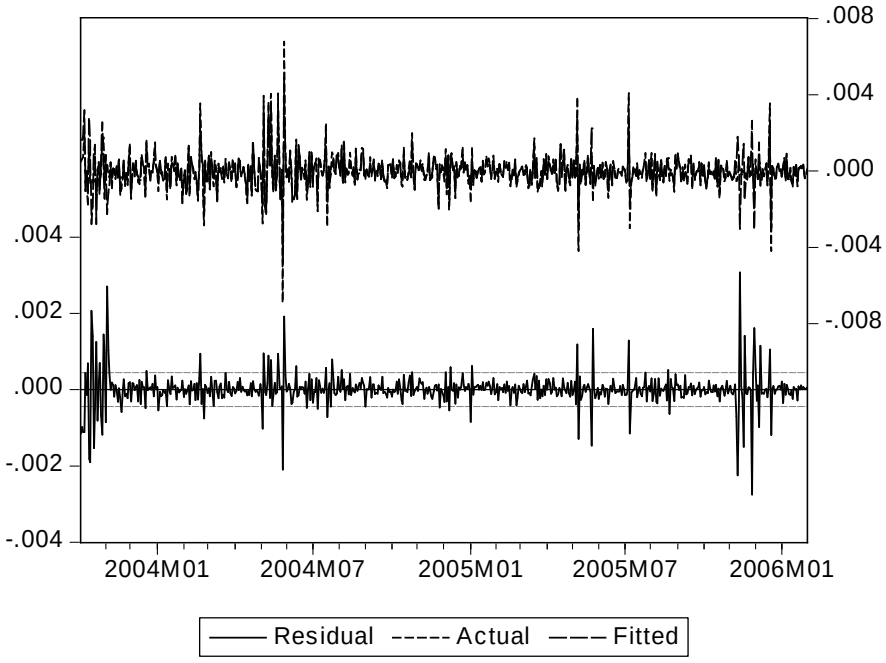

Gráfico4: resíduos da HIP2 para real-dólar

A despeito do fato de que a HIP2 apresenta, como dito acima, resultados melhores do que os obtidos pelos outros modelos testados anteriormente, fica claro pela inspeção do gráfico 4 acima, que o problema de concentração de o*utliers* em determinados períodos dentro da amostra persiste. Tais concentrações podem ter relação com a tendência de certos mercados, de exibir um comportamento chamado de *volatily clustering*.

5.2.4 Estudo do PRC

Com objetivo de analisar as características estatísticas do prêmio pelo risco cambial (PRC) e compará-las com as proposições de FAMA, voltemos à equação (11), que após um rearranjo dos termos nos permite criar a série (LOGPRC), da seguinte forma: log (1+prc) = log(1+f) - log (1+d).

	LOGPRC	LOGD
Mean	0.111062	-0.057796
Median	0.099568	-0.048450
Maximum	0.175941	0.005170
Minimum	0.053668	-0.123856
Std. Dev.	0.037040	0.036269
Skewness	0.173351	-0.181020
Kurtosis	1.477107	1.626454
Jarque-Bera	61.89988	51.19918
Probability	0.000000	0.000000
Sum	67.63705	-35.19760
Sum Sq. Dev.	0.834150	0.799790
Observations	609	609

Tabela6: PRC e d para real-dólar

A tabela 6 mostra que, para o caso real-dólar, o termo que representa o PRC (LOGPRC) é sempre positivo. Esse é um resultado intuitivo, porque mostra que sempre o prêmio do câmbio *forward* sobre o câmbio à vista (f) é maior do que a expectativa dos agentes para a desvalorização do real. Isto é, cobra-se um prêmio, neste caso (e em outros em que o risco histórico é de desvalorização da moeda doméstica) para se aplicar em real. Além disso, o PRC exibe volatilidade um pouco mais alta do que a desvalorização (3,7% x 3,6%), conforme o previsto por Fama.

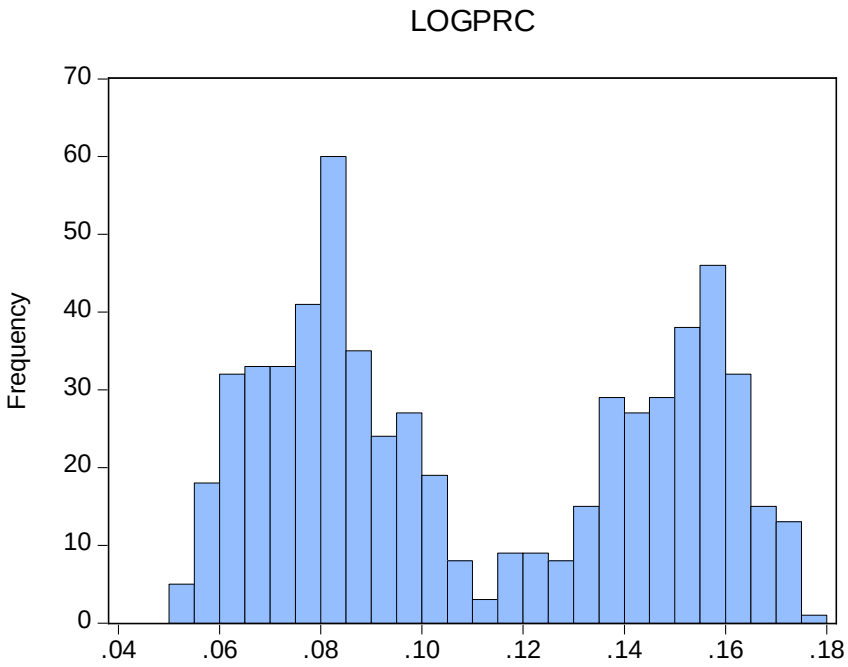

Gráfico5: Histograma do PRC para real-dólar

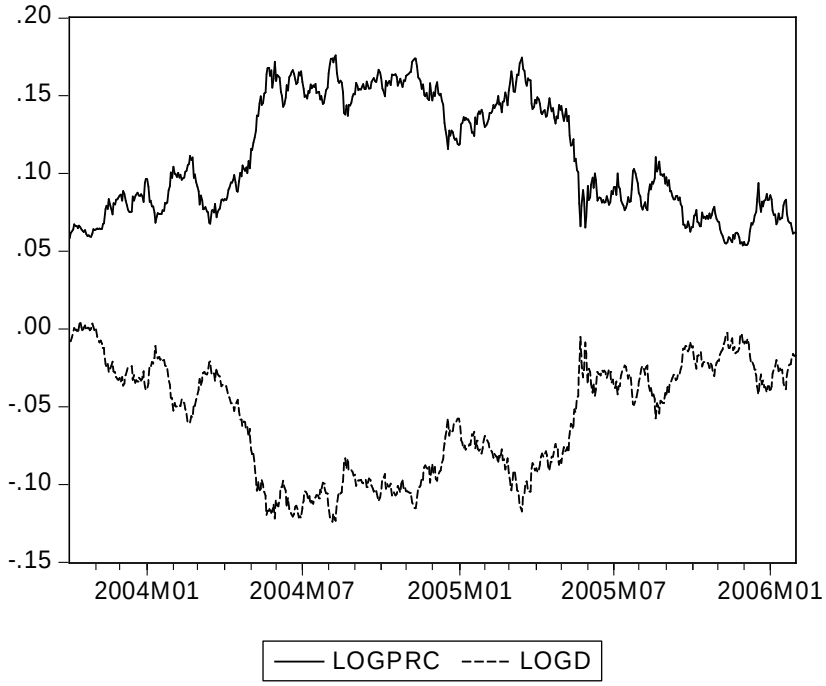

Gráfico6: correlação entre PRC e d para real-dólar

O gráfico 6 mostra as evoluções, ao longo do tempo, tanto de LOGPRC quanto de LOGD. Fica evidente que a correlação entre os dois é negativa, o que também está de acordo com as previsões de Fama.

Na verdade, temos para este caso, Corr(log(1+PRC),log(1+d))=-0,98<0[35]. Este valor chama a atenção por ser tão próximo de -1, isto é , a situação de correlação negativa perfeita. Porém, tal resultado também não pode ser visto com surpresa pois, por construção, o PRC depende negativamente de d.

5.3 APLICAÇÃO DO MODELO PARA A PARIDADE EURO-DÓLAR

O mesmo procedimento é agora aplicado a paridade euro-dólar. O objetivo principal do uso desta taxa de câmbio é o de se descartar a hipótese de que a HIP seja um modelo que explica os dados melhor do que a UIP, isto é, tem poder explicativo melhor, apenas para taxas de câmbio que apresentem características semelhantes àquelas da paridade real-dólar que já foram discutidas anteriormente.

[35] Este resultado já era esperado dado que, por construção, temos d(PRC)/d(d')<0.

5.3.1 Base de dados

Para a paridade euro-dólar, foi usada uma base de dados diária de 04/01/2000 a 01/09/2006, contendo as seguintes variáveis: câmbio à vista, taxa doméstica em dólares (Libor), taxa doméstica em euros (Euribor) e Volatilidade implícita das opções de câmbio[36]. As estatísticas descritivas destas séries estão resumidas na tabela7. A primeira diferença que se deve notar nestes dados, quando comparados com os dos testes anteriores para a paridade real-dólar, é o fato de que f oscila entre positivo e negativo, o que é acontece porque trata-se de duas moedas com taxas de juros muito próximas, sem que uma fique durante todo o período da amostra consistentemente acima da outra.

	d	d'	f	i	i*	v
Mean	0.024420	0.002341	-0.001504	0.032185	0.035935	0.000535
Median	0.026523	0.005122	6.92E-06	0.030391	0.032050	-0.000191
Maximum	0.115195	0.011479	0.006893	0.054563	0.075013	0.006094
Minimum	-0.059371	-0.015864	-0.011294	0.019249	0.009900	-0.004757
Std. Dev.	0.038474	0.007495	0.005775	0.009864	0.018962	0.003547
Skewness	-0.001704	-1.175454	-0.206422	0.577738	0.463093	0.153846
Kurtosis	2.459634	3.010339	1.453459	2.057114	1.966616	1.421563
Jarque-Bera	21.10966	399.5470	185.2278	160.7881	139.2122	186.9562
Probability	0.000026	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	42.36950	4.060779	-2.609846	55.84152	62.34655	0.927546
Sum Sq. Dev.	2.566785	0.097409	0.057826	0.168718	0.623449	0.021814
Observations	1735	1735	1735	1735	1735	1735

Tabela7: base de dados

Isso tem efeitos importantes sobre os resultados dos testes, como ficará claro mais adiante. Para se ter uma prévia de quão importante pode ser este efeito, basta notar que enquanto o valor médio de f no período é negativo, o valor de d é positivo. /por este motivo, e pelo fato da volatilidade implícita ser menor para esta paridade do que para a paridade real-dólar, o parâmetro v tem um valor médio bastante baixo dentro da amostra. Isso nos permite antever que a mudança de aderência dos dados ao modelo quando muda-se de UIP para HIP, que tanto o caso em nível quanto

[36] Disponíveis na Bloomberg.

diferenças mostrou aumento sensível para o exemplo anterior, não deve ter melhora tão expressiva para a paridade euro-dólar.

5.3.2 Modelos em nível

Para testar esta expectativa, é preciso testar os modelos. É o que é feito nesta sessão. Da mesma forma que para a paridade real-dólar, para a paridade euro-dólar começa-se com a regressão usando o modelo em nível (UIP1).

A tabela 8 deixa claro que também para este caso, o modelo apresenta problemas de autocorrelação de resíduos. Porém, aqui o coeficiente β aparece estatisticamente significante e a regressão como um todo tem algum poder explicativo, a julgar pelo valor mediano de R^2 (0,33).

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003610	0.000133	-27.05172	0.0000
LOGD	0.089147	0.003013	29.59250	0.0000

R-squared	0.335688	Mean dependent var	-0.001522
Adjusted R-squared	0.335305	S.D. dependent var	0.005787
S.E. of regression	0.004718	Akaike info criterion	-7.873657
Sum squared resid	0.038578	Schwarz criterion	-7.867364
Log likelihood	6832.397	Hannan-Quinn criter.	-7.871329
F-statistic	875.7159	Durbin-Watson stat	0.006254
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela8: estatísticas da UIP1 para euro-dólar

O modelo UIP1, portanto, não confirma o *puzzle,* já que o valor de β, apesar de muito baixo, não apresenta sinal negativo. A julgar pela estatística DW, o problema de autocorrelação de resíduos é tão grave para euro-dólar quanto para real-dólar – e novamente este efeito já era esperado.

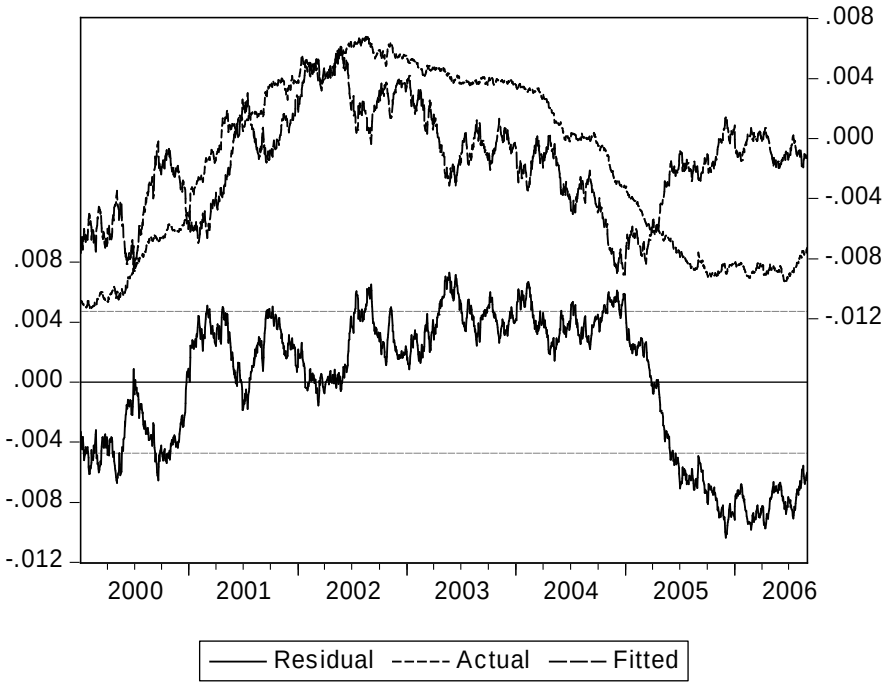

Gráfico7: resíduos da UIP1 para euro-dólar

Dito isto, passemos a analisar o resultado do modelo em nível que substitui a UIP pela HIP (HIP1), cujas estatísticas estão resumidas na tabela 9. A primeira constatação que pode fazer é que, apesar do fato do modelo em nível (UIP1) não apresentar resultado tão negativo, isto é, não obter $\beta < 0$, a melhora também é clara, para esta moeda, no modelo em nível da HIP (HIP1), que apresenta poder explicativo melhor (R^2 de 0,50 x 0,33) e β ainda maior (0,43 x 0,09) do que os da UIP1.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002286	0.000100	-22.87378	0.0000
LOGDL-LOGV	0.429014	0.010303	41.64040	0.0000

R-squared	0.500133	Mean dependent var	-0.001522
Adjusted R-squared	0.499845	S.D. dependent var	0.005787
S.E. of regression	0.004093	Akaike info criterion	-8.158066
Sum squared resid	0.029028	Schwarz criterion	-8.151773
Log likelihood	7079.122	Hannan-Quinn criter.	-8.155739
F-statistic	1733.923	Durbin-Watson stat	0.012794
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela9: estatísticas da HIP1 para euro-dólar

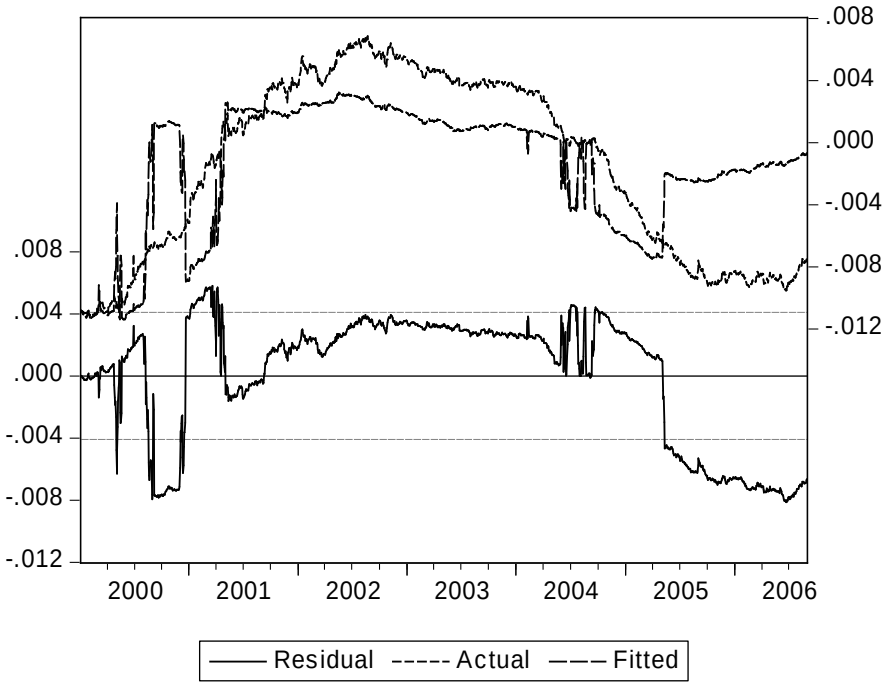

Gráfico8: resíduos da HIP1 para euro-dólar

Fica claro também para o estudo da paridade euro-dólar que, a despeito do mesmo problema de autocorrelação de resíduos (idêntico ao identificado nos modelos UIP1 e HIP1 para real-dólar), o modelo da HIP1 já dá sinais de que explica melhor f do que o modelo UIP1. Ambos os valores de β são positivos, mas o da HIP1 se aproxima mais de 1 do que o da UIP1, além de ter estatística *t* mais elevada (41,64 x 29,59).

5.3.3 Modelos em diferenças (dlog)

Já temos então sinais de que a HIP explica melhor os dados disponíveis para euro-dólar quando os dados são trabalhados em nível. Porém, seguindo o mesmo procedimento aplicado a todas as moedas deste trabalho, passaremos agora a trabalhar com os modelos em diferenças, para checar se o problema de autocorrelação de resíduos é sanado e, se sim, qual o efeito que esta mudança de variáveis tem sobre a avaliação relativa dos modelos.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.21E-06	3.63E-06	0.609505	0.5423
DLOGD	-0.002501	0.000974	-2.568043	0.0103

R-squared	0.003793	Mean dependent var	2.11E-06
Adjusted R-squared	0.003218	S.D. dependent var	0.000151
S.E. of regression	0.000151	Akaike info criterion	-14.75815
Sum squared resid	3.95E-05	Schwarz criterion	-14.75186
Log likelihood	12797.32	Hannan-Quinn criter.	-14.75582
F-statistic	6.594842	Durbin-Watson stat	2.055402
Prob(F-statistic)	0.010311		

Tabela10: estatísticas da UIP2 para euro-dólar

A tabela 10 resume o resultado do modelo UIP2. A primeira constatação que se pode fazer – e de importante relevância para este estudo – é o fato de que os resultados pioraram. O modelo passa agora a apresentar β negativo e baixíssimo poder explicativo (R^2 =0,00). Tal resultado indica que o modelo UIP2, não só é pior do que o UIP1 para esta paridade, como não tem nenhum poder explicativo. A comparação antre os modelos 1 e 2 é menos importante para este estudo do que a comparação entre os modelos UIP x HIP, mas merece ser comentado dado que significa que a mudança no diferencial de juros não explica a mudança do prêmio (ou desconto) do câmbio futuro sobre o câmbio à vista para o euro. Vejamos se o mesmo padrão ocorre com a comparação entre os modelos HIP2 e HIP1 para esta moeda.

A autocorrelação dos resíduos foi quase totalmente corrigida, a julgar pela aproximação da estatística DW do valor limite de 2, mas o custo deste ajuste foi alto para o resultado agregado do modelo. Há um sinal de heterocedasticidade na inspeção visual dos resíduos (gráfico 9), mas além desta poder ter algum efeito que cause a superestimação das estatísticas *t*, não é razoável esperar que uma eventual correção cause a mudança do sinal de β ou um aumento sensível no poder explicativo do teste.

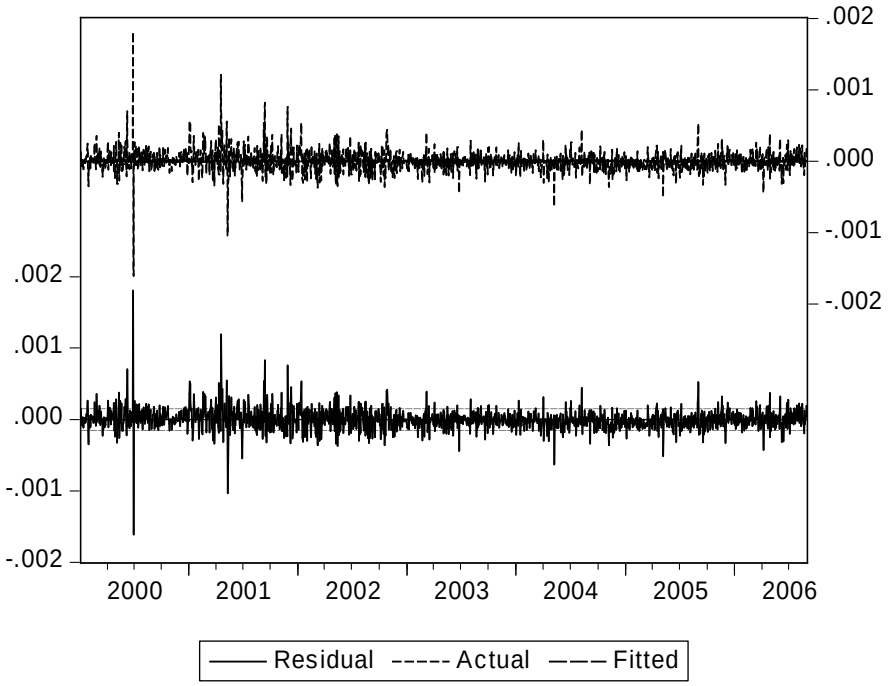

Gráfico9: resíduos da UIP2 para euro-dólar

Testemos agora se o mesmo ocorre com os modelos que assumem a HIP, isto é, se HIP2 tem aderência e poder explicativo piores do que HIP1, como foi o caso para a comparação entre UIP2 e UIP1.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.95E-06	3.62E-06	0.538369	0.5904
DLOGDL-DLOGV	0.011501	0.003454	3.329399	0.0009

R-squared	0.006359	Mean dependent var	2.11E-06
Adjusted R-squared	0.005786	S.D. dependent var	0.000151
S.E. of regression	0.000151	Akaike info criterion	-14.76073
Sum squared resid	3.94E-05	Schwarz criterion	-14.75444
Log likelihood	12799.55	Hannan-Quinn criter.	-14.75840
F-statistic	11.08490	Durbin-Watson stat	2.046172
Prob(F-statistic)	0.000889		

Tabela11: estatísticas da HIP2 para euro-dólar

Os dados apresentados na tabela 11 acima, que resumem os resultados do modelo HIP2, permitem concluir-se que sim, também há piora na migração para o modelo

em diferenças no caso da HIP, isto é, o poder explicativo da HIP2 é pior do que o da HIP1 (R^2 cai de 0,50 para 0,00) e o valor estimado de β cai de 0,43 para 0,01. Ou seja, os modelos em diferenças não têm, para a amostra utilizada para o euro, nenhum poder explicativo. Mas este não é foco deste estudo, cuja principal preocupação é a avaliação relativa (HIP x UIP) e não a avaliação relativa de modelos em nível ou em diferenças. Voltando a este foco, pode-se dizer que, apesar das aderências de ambos os modelos em diferenças serem baixas, a HIP continua superando a UIP pelo fato de que o sinal de β passa de negativo para positivo ao se trocar UIP2 por HIP2. Se, por outro lado considerarmos que os modelos UIP2 e HIP2 devem ser descartados, focando apenas nos modelos em nível, temos que HIP1 é um modelo superior ao UIP1.

Adicionalmente, o problema de autocorrelacao de resíduos também foi bastante reduzido, como pode ser visto no gráfico 10.

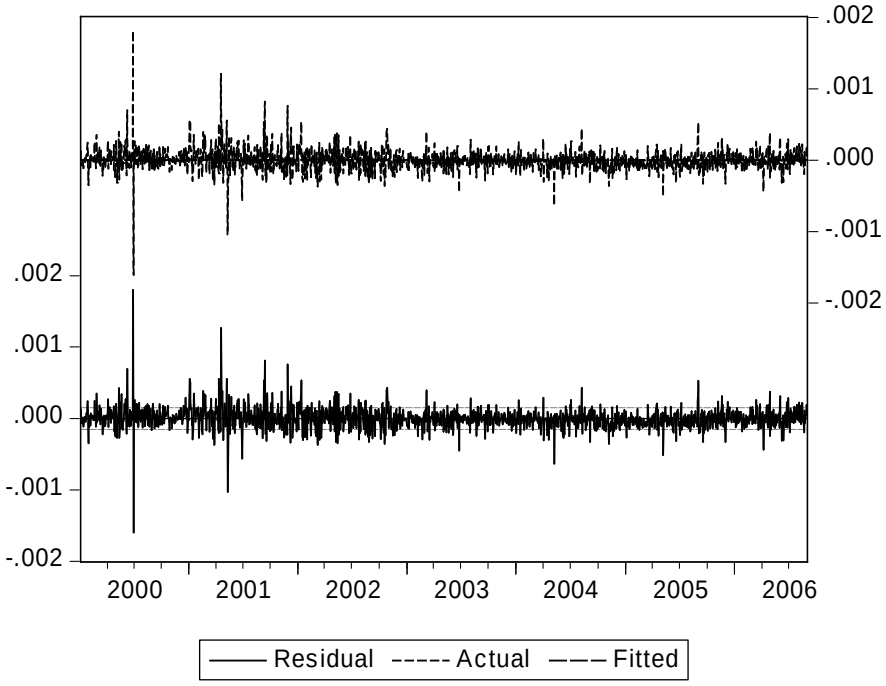

Gráfico10: resíduos da HIP2 para euro-dólar

5.3.4 Estudo do PRC

Também seguindo agora a forma funcional definida pela equação (11), façamos agora o estudo do PRC para a taxa de câmbio euro-dólar. Da mesma forma que se pode identificar diferenças importantes nas estatísticas que resumem as séries originais de juros, câmbio e *forward premium* quando se comparam as séries para real-dólar com as respectivas séries para euro-dólar, pode-se fazer o mesmo para as estatísticas do prêmio pelo risco cambial (LOGPRC). Em outras palavras, a comparação das tabela 12 (abaixo) com a tabela 6 permite tirar conclusões relevantes para o problema do *puzzle*.

	LOGPRC	LOGD
Mean	-0.021639	0.023421
Median	-0.020979	0.026177
Maximum	0.052656	0.109029
Minimum	-0.096663	-0.061207
Std. Dev.	0.029969	0.037611
Skewness	-0.150828	-0.083352
Kurtosis	2.685604	2.446707
Jarque-Bera	13.72395	24.13988
Probability	0.001047	0.000006
Sum	-37.54446	40.63533
Sum Sq. Dev.	1.557412	2.452932
Observations	1735	1735

Tabela12: PRC e d para euro-dólar

O que imediatamente chama a atenção no estudo do PRC para a paridade euro-dólar é a confirmação de que ele oscila entre positivo e negativo ao longo do tempo – o que não se esperava do PRC para a paridade real-dólar, por exemplo e é confirmado pelos dados da tabela 6. Adicionalmente, seu valor médio é muito menor do que o achado para a paridade real-dólar, também de acordo com o esperado. Por outro lado a variância do PRC neste caso não é maior do que a de d, apesar das duas terem a mesma magnitude.

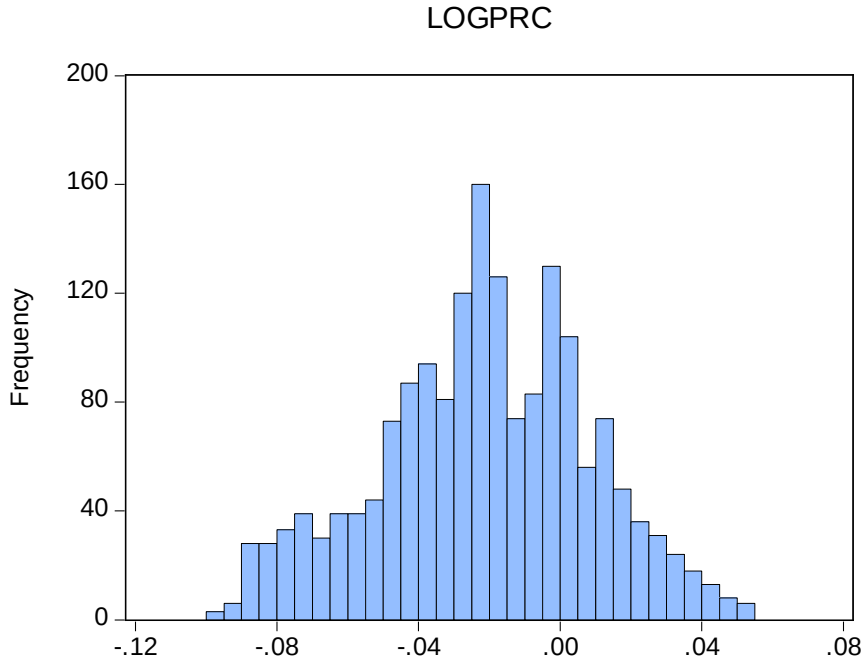

Gráfico11: Histograma do PRC para euro-dólar

Além disto, pode-se também concluir, através da comparação dos gráficos 11 e 5, que o PRC neste caso se comporta muito melhor (apesar de não ter distribuição normal), do que no caso do PRC da paridade real-dólar, o que também é um resultado intuitivo. Por último, um aspecto que é idêntico para as duas moedas e também já era esperado, a correlação entre PRC e d é de -0,985, confirmando também esta expectativa de Fama para a paridade euro-dólar.

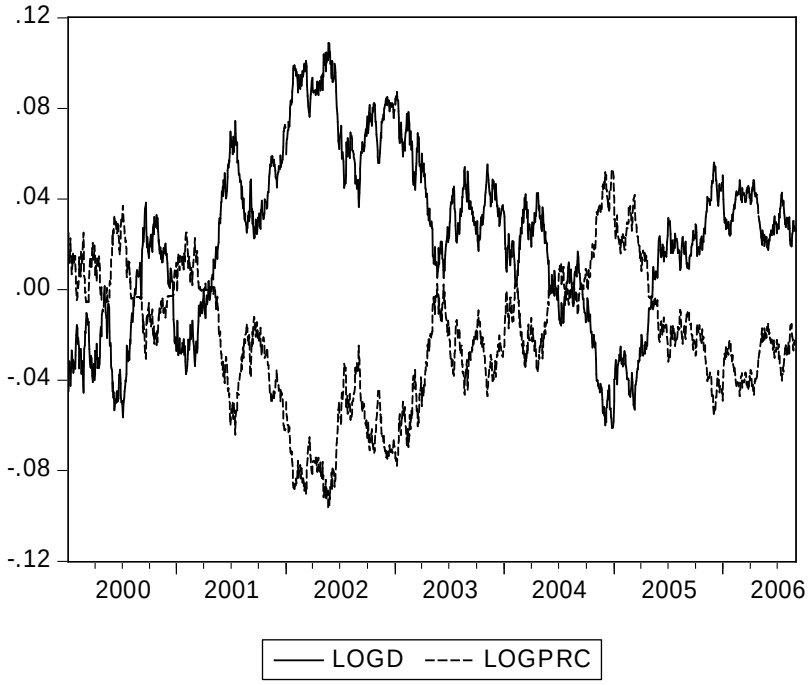

Gráfico12: correlação entre PRC e d para euro-dólar

5.4 APLICAÇÃO DO MODELO PARA A PARIDADE DÓLAR-LIBRA

O mesmo procedimento é agora aplicado à paridade dólar-libra. Incluindo uma segunda taxa de câmbio entre países de economias desenvolvidas, teremos agora mais um parâmetro para avaliar o resultado relativo da HIP em termos de poder explicativo e redução do *puzzle*. Alguns dos aspectos que diferenciaram os resultados para os dois casos anteriores e que foram atribuídos à esta diferença (o real é uma moeda de país emergente enquanto o euro é a moeda de um bloco de países desenvolvidos) podem agora ser ou não confirmados dependendo dos padrões demonstrados pelo estudo da paridade dólar-libra.

5.4.1 Base de dados

Para a paridade dólar-libra, foi usada uma base de dados diária de 04/01/2000 a 01/09/2006, contendo as seguintes variáveis: câmbio à vista (USD/GBP), taxa

doméstica em dólares (USD Libor), taxa doméstica em libras (GBP Libor) e volatilidade implícita das opções de câmbio, resumidos na tabela 13.

	d	d'	f	l	i*	v
Mean	0.017436	-0.002273	-0.007132	0.032185	0.049335	0.010594
Median	0.024095	-0.005262	-0.006579	0.030391	0.048088	0.009939
Maximum	0.079408	0.014813	-0.002061	0.054563	0.068877	0.018530
Minimum	-0.052045	-0.011378	-0.012548	0.019249	0.033950	0.003499
Std. Dev.	0.031192	0.008331	0.002965	0.009864	0.008374	0.004206
Skewness	-0.416060	1.147448	-0.324605	0.577738	0.630460	0.325599
Kurtosis	2.152067	2.610767	1.667379	2.057114	2.996923	1.683066
Jarque-Bera	102.0334	391.6799	158.8503	160.7881	114.9384	156.0325
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	30.25144	-3.943290	-12.37483	55.84152	85.59634	18.38125
Sum Sq. Dev.	1.687055	0.120340	0.015241	0.168718	0.121581	0.030681
Observations	1735	1735	1735	1735	1735	1735

Tabela13: base de dados

A primeira diferença que se nota ao se comparar os dados da tabela abaixo com aqueles da tabela 7 é o fato de que f, neste caso, é sempre negativo. Apesar de não ter sido uma escolha proposital, essa conclusão dá mais uma dimensão de comparação entre os modelos UIP x HIP. No primeiro caso (real) tínhamos f sempre positivo. No segundo (euro) tínhamos f oscilando entre positivo e negativo. Neste terceiro e último caso temos f sempre negativo, indicando que a taxa de juros doméstica é sempre menor do que a taxa de juros em moeda estrangeira. Isso acontece porque, para este caso, a moeda doméstica é o dólar e a moeda estrangeira é a libra. E tivemos no período do estudo, a Libor em libras sempre acima da Libor em dólares.

5.4.2 Modelos em nível

O modelo UIP1 é novamente o ponto de partida do estudo, agora para a paridade dólar-libra. A tabela 14 resume as principais estatísticas deste modelo.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007954	7.14E-05	-111.4314	0.0000
LOGD	0.047062	0.002031	23.17550	0.0000

R-squared	0.236599	Mean dependent var	-0.007162
Adjusted R-squared	0.236158	S.D. dependent var	0.002987
S.E. of regression	0.002611	Akaike info criterion	-9.057025
Sum squared resid	0.011814	Schwarz criterion	-9.050732
Log likelihood	7858.969	Hannan-Quinn criter.	-9.054697
F-statistic	537.1038	Durbin-Watson stat	0.005338
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabela14: estatísticas da UIP1 para dólar-libra

O poder explicativo do modelo não é desprezível (R^2=0,24), mas está abaixo do resultado encontrado para o euro (0,50) mas bem acima do encontrado para o real (0,04). β aparece com sinal correto (positivo) e uma estatística *t* elevada. Pode-se dizer que, para o período analisado, o modelo UIP1 apresenta resultados, a julgar pelos resultados comparáveis disponíveis na literatura (e discutido fartamente na parte 2 deste trabalho) razoáveis.

O problema de autocorrelação de resíduos porém é comum às três moedas e, conforme mencionado anteriormente, é inerente à escolha de freqüência de dados *vis-à-vis* prazo das posições cambiais usadas para gerar as séries de dados para as regressões. O gráfico 13 da página seguinte confirma o efeito que já era evidente por conta do valor da estatística DW.

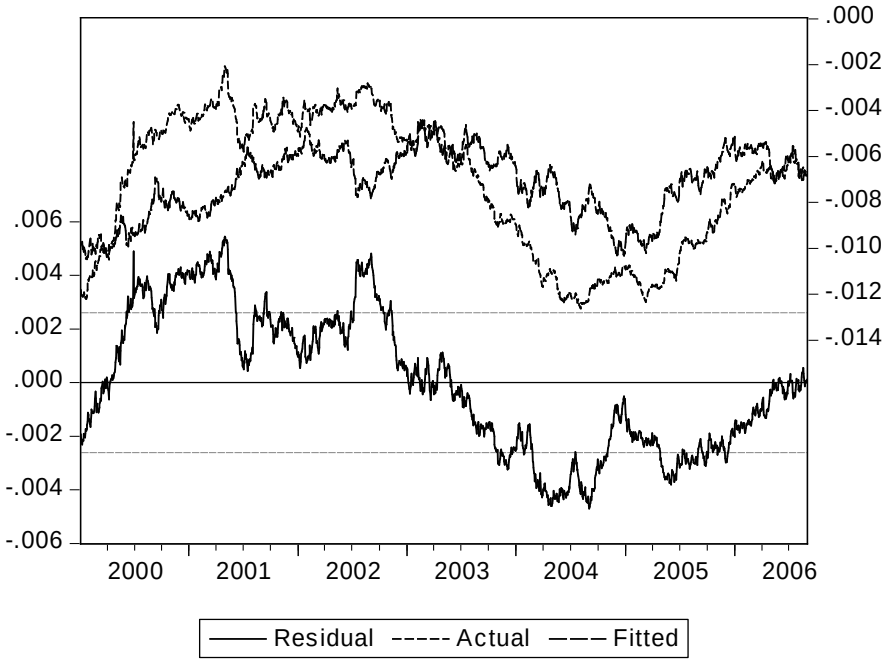

Gráfico13: resíduos da UIP1 para dólar-libra

Passemos agora ao modelo da HIP em nível (HIP1). Ao contrário das outras moedas aqui estudadas, o modelo HIP1 não apresenta melhor resultados empíricos do que o da UIP1 para a paridade dólar-libra. O problema de autocorrelacao dos resíduos ainda existe, como também foi o caso para as outras moedas. Mas não é este o problema, e sim o fato de que, além de um sinal negativo para o β, que por outro lado tem valor bastante baixo e só é estatisticamente significante a 5% mas não a 1%, o R^2 é quase nulo. Isto é, não só o modelo HIP1 para libra é ruim, como ele é pior do que o modelo UIP1, que tem algum poder explicativo.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007434	0.000152	-48.94957	0.0000
LOGDL-LOGV	-0.021159	0.010429	-2.028921	0.0426

R-squared	0.002370	Mean dependent var	-0.007162
Adjusted R-squared	0.001794	S.D. dependent var	0.002987
S.E. of regression	0.002985	Akaike info criterion	-8.789426
Sum squared resid	0.015439	Schwarz criterion	-8.783133
Log likelihood	7626.827	Hannan-Quinn criter.	-8.787098
F-statistic	4.116519	Durbin-Watson stat	0.002560
Prob(F-statistic)	0.042619		

Tabela15: estatísticas da HIP1 para dólar-libra

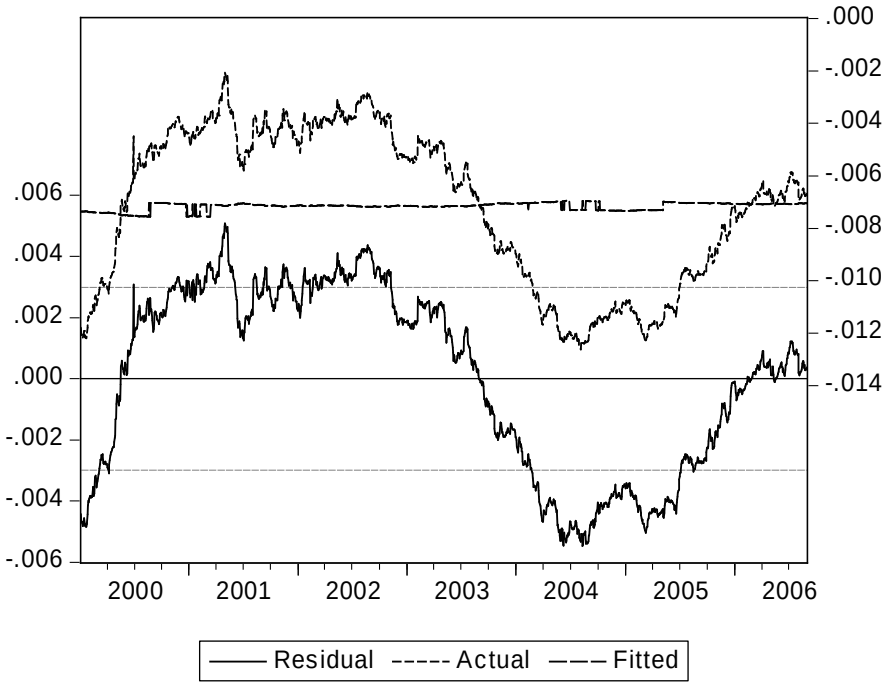

Gráfico14: resíduos da HIP1 para dólar-libra

5.4.3 Modelos em diferenças (dlog)

Vejamos agora se o resultado (UIP melhor do que HIP) se confirma para o modelo em diferenças. Começando novamente com a UIP, a tabela 16 abaixo resume as estatísticas da regressão.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.78E-06	3.30E-06	0.843522	0.3991
DLOGD	0.004562	0.001060	4.305118	0.0000

R-squared	0.010588	Mean dependent var	2.96E-06
Adjusted R-squared	0.010016	S.D. dependent var	0.000138
S.E. of regression	0.000137	Akaike info criterion	-14.94623
Sum squared resid	3.27E-05	Schwarz criterion	-14.93994
Log likelihood	12960.38	Hannan-Quinn criter.	-14.94390
F-statistic	18.53404	Durbin-Watson stat	2.061370
Prob(F-statistic)	0.000018		

Tabela16: estatísticas da UIP2 para dólar-libra

A estatística DW indica que o problema de autocorrelacao não está mais presente, como pode ser visto no gráfico 15 - padrão que foi visto também nos resultados das outras duas moedas. Porém, o poder explicativo do teste cai quando mudamos da UIP1 para UIP2 (o que também aconteceu com o euro) e o valor de β, apesar de positivo, fica mais próximo de zero (resultado também visto para o caso do euro).

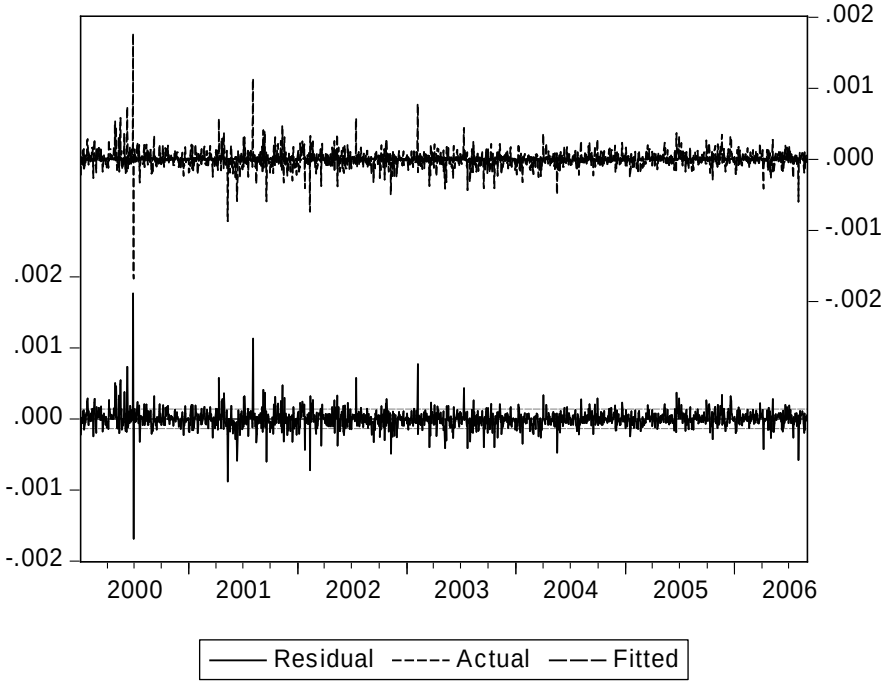

Gráfico15: resíduos da UIP2 para dólar-libra

Já o modelo HIP2 tem resultados praticamente iguais aos da UIP2 para a paridade dólar-libra no período estudado, como pode ser visto na tabela 17. A autocorrelacao dos resíduos some (quando comparado com o modelo HIP1), mas o poder explicativo do teste e o valor de β ficam mais distantes dos desejados. De qualquer forma a HIP2 apresenta resultados similares aos da UIP2 se considerarmos os valores de β (0,002 x 0,005) e da estatística F (15.29 x 18.53).

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.98E-06	3.31E-06	0.897801	0.3694
DLOGDL-DLOGV	0.002280	0.001266	1.800130	0.0720

R-squared	0.001867	Mean dependent var	2.96E-06
Adjusted R-squared	0.001291	S.D. dependent var	0.000138
S.E. of regression	0.000138	Akaike info criterion	-14.93746
Sum squared resid	3.30E-05	Schwarz criterion	-14.93116
Log likelihood	12952.78	Hannan-Quinn criter.	-14.93513
F-statistic	3.240466	Durbin-Watson stat	2.040209
Prob(F-statistic)	0.072014		

Tabela17: estatísticas da HIP2 para dólar-libra

Em outras palavras, ao contrário do que se concluiu para as paridades real-dólar e euro-dólar, a HIP não apresenta resultados melhores do que a UIP, seja em nível, seja em diferenças. Ambas têm poder explicativo baixo e β muito próximo de zero. Mas a HIP não apresenta resultados muito piores, o que significa que os termos agregados ao modelo (basicamente os custos das opções e ou os resultados das mesmas), tiveram impacto nulo no resultado final. É possível, portanto, que um refinamento deste estudo, por exemplo, com regras diferentes para estabelecimento dos *strikes* das opções de forma que o efeito da volatilidade implícita seja melhor captado, apresente resultados semelhantes aos obtidos para as outras duas moedas, isto é, modelo HIP2 com poder explicativo maior do que o modelo UIP2.

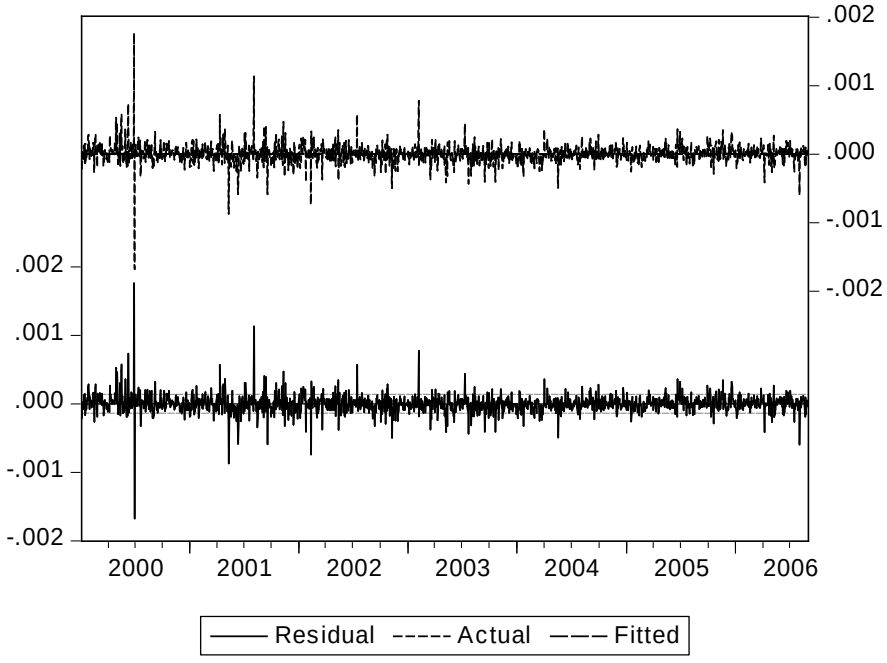

Gráfico16: resíduos da HIP2 para dólar-libra

5.4.4 Estudo do PRC

O estudo do PRC para a paridade dólar-libra também confirma o que se esperava tanto em termos das proposições de Fama quanto da comparação entre os resultados das três paridades aqui estudadas. O PRC também oscila entre positivo e negativo ao longo do tempo para o dólar-libra (como o faz para euro-dólar) e também tem valor médio muito menor do que o achado para a paridade real-dólar (e negativo como foi o resultado para a paridade euro-dólar). A volatilidade do PRC como foi o caso da paridade real-dólar é maior do que a de d, confirmando a proposição de Fama.

	LOGPRC	LOGD
Mean	-0.029652	0.016812
Median	-0.039921	0.023809
Maximum	0.050578	0.076413
Minimum	-0.088562	-0.053449
Std. Dev.	0.035461	0.030877
Skewness	0.711448	-0.461254
Kurtosis	2.312325	2.187157
Jarque-Bera	180.5507	109.2858
Probability	0.000000	0.000000
Sum	-51.44550	29.16810
Sum Sq. Dev.	2.180521	1.653218
Observations	1735	1735

Tabela18: PRC e d para dólar-libra

Por outro lado, o PRC para o caso da libra também apresenta características similares ao PRC do real. O gráfico 17 na próxima página tem aspecto similar ao gráfico 5 (do real) e diferente do gráfico 11 (do euro). Talvez isso seja explicado pelo fato de que f tem sempre o mesmo sinal para essas duas moedas mas não para o euro, isto é, f é sempre positivo para o real, sempre negativo para a libra e oscila para o euro. Como o PRC é, junto com a expectativa de desvalorização cambial, uma componente de f[37], é possível que este padrão explique porque o PRC de cada paridade tem estes padrões de comportamento.

[37] Ver equação (11).

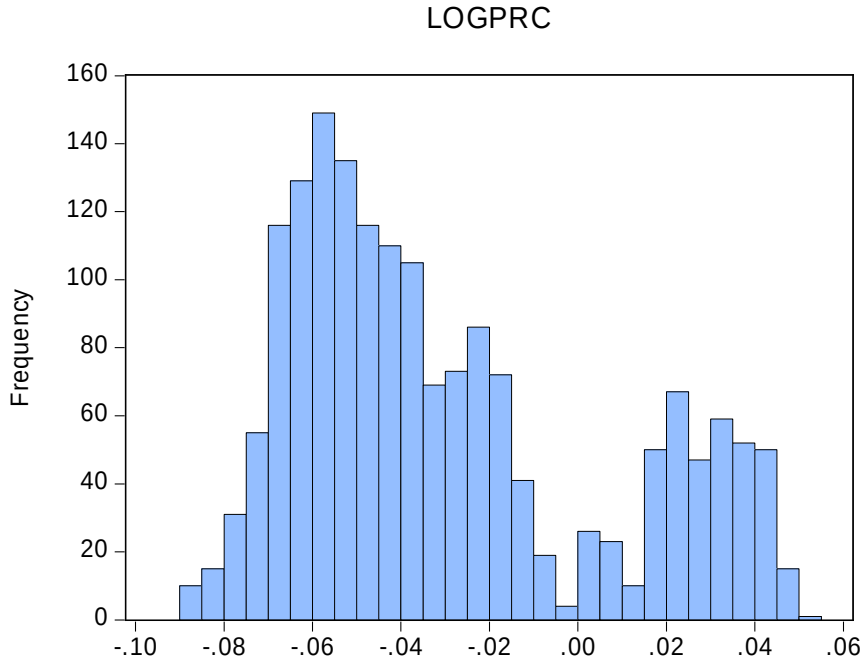

Gráfico17: Histograma do PRC para dólar-libra

Repetindo o resultado obtido com as duas outras paridades, a correlação entre o prêmio pelo risco cambial e a desvalorização esperada também fica em níveis muito próximos de -1 (-0,995) – o que pode facilmente ser inferido pela inspeção visual do gráfico 18 abaixo. Similar ao que pode ser visto no gráfico 12 (comparação de PRC e d para o euro) e ao contrário do que acontece no gráfico 6 (o mesmo para o real), as curvas abaixo se cruzam muito próximas do zero (do eixo y). Isso acontece porque, como vimos nas tabelas 7 e 13, o valor médio de f é baixo tanto para o euro quanto para a libra – ao contrário do que acontece com o real, que tem f alto como pode ser visto na tabela 1 (3,8% contra 0,7% da libra e -0,2% do euro).

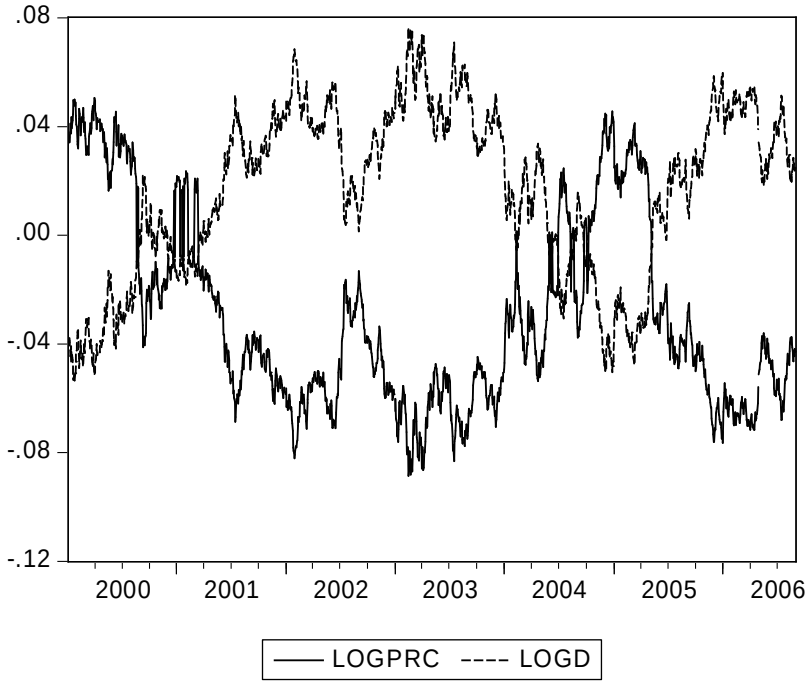

Gráfico18: correlação entre PRC e d para dólar-libra

6 CONCLUSÕES

Este trabalho, depois de discutir os principais aspectos do *puzzle* representado pelo viés do mercado futuro de câmbio como indicador da expectativa dos agentes para a desvalorização cambial mostrou o frustrante histórico de testes empíricos realizados, e as explicação tradicionais para a rejeição daquela que é por, alguns autores denominada, “hipótese de eficiência do mercado de câmbio”.

Tais aspectos, aliados às pistas deixadas pela literatura existente sobre o assunto, levaram à sugestão de uma nova hipótese a ser incorporada no modelo. A hipótese, chamada de HIP, pode ser usada junto com a CIP e a HER, em substituição à UIP para analisar a existência ou não de viés no mercado de câmbio e tentar ajudar a solucionar o *puzzle.*

Além disso, a modelagem aqui apresentada sugere uma forma funcional para o PRC, que está de acordo com o sugerido por Fama (1984) e pode ser testado empiricamente.

Como uma derivação de suas conclusões, ao englobar as opções na equação de regressão, o novo modelo capta efeitos que, por não serem representados no modelo tradicional, contribuíam para gerar as falhas nos testes atribuídas a *learning* e ao peso *problem*, apresentando claras vantagens potenciais com relação ao modelo tradicional (da UIP).

Para avaliar a contribuição que a HIP traz para a solução do *puzzle*, foi proposto um teste simples em que se regride a mesma variável em duas equações diferentes, cada uma baseada em um modelo (HIP e UIP) e ambas com a mesma hipótese H_0.

O modelo foi testado para as paridades real-dólar, euro-dólar e dólar-libra com resultados animadores. Independentemente da moeda usada, não tivemos piora, para as amostras utilizadas, nos resultados dos modelos que usam a HIP *vis-à-vis* os que usam a CIP – apenas para a paridade dólar-libra os modelos apresentam

resultados equivalentes, enquanto que para as paridades real-dólar e euro-dólar a HIP se mostrou melhor do que a UIP.

Para cada uma das três moedas foi testado o modelo “em nível”. Tal modelo apresenta um problema sério de correlação serial de resíduos mas, a despeito disto, os coeficientes e o poder explicativo da regressão nunca pioram com a troca da UIP pela HIP.

Em segundo lugar foram testados os modelos “em diferenças”. Com isso, o problema de correlação serial dos resíduos é eliminado. Nesta etapa também o melhor poder explicativo da HIP versus a CIP fica evidente em dois dos três casos.

Em termos do estudo do PRC os resultados também estão em linha com o proposto por FAMA (1984): nos três casos estudados o PRC é negativamente correlacionado com E[d]. Além disso, a volatilidade do PRC, se não é maior do que a de E[d], tem a mesma magnitude que esta - resultados também encontrados com pouca freqüência na literatura.

O modelo que incorpora a HIP consegue explicar também, através da análise do efeito das opções e de como elas são precificadas, o resultado padrão de que, entre países desenvolvidos, o PRC oscila entre positivo e negativo, mas quando países emergentes são estudados, o PRC é sempre positivo. Isto é facilmente entendido quando se conclui, através da formulação aqui apresentada, que o PRC é diretamente ligado ao custo de proteção contra a desvalorização de uma moeda. E são raros os casos em que o custo de proteção contra uma supervalorização de uma moeda de um país emergente é maior do que o da proteção contra uma maxi-desvalorização.

Baseado neste resultado preliminar, levando em conta a dificuldade que se tem em obter coeficientes próximos aos previstos pelos modelos nestes tipos de testes, pode-se afirmar que a HIP de fato tem potencial para explicar em parte o chamado *puzzle* do mercado de câmbio.

Para uma afirmação mais forte com relação a sua qualidade em termos de modelo, mais estudos empíricos seriam necessários. Entre eles, as variações dos preços de exercícios das opções, um refinamento no uso de volatilidades implícitas específicas para cada opção (considerando o *smile* de volatilidade), bem como outras amostras incluindo períodos e moedas diferentes.

De qualquer forma, os resultados obtidos, apesar de não excepcionais, são animadores dadas todas as limitações – e conseqüentes possibilidades de refinamento – dos dados aqui utilizados.

Se o modelo se provar robustos a mais testes empíricos, há algumas implicações importantes para as políticas econômicas.

A mais importante delas é a de que, ao reduzir a volatilidade implícita da taxa de câmbio, os agentes públicos podem diminuir o diferencial de juros necessário para compensar o risco cambial.

O resultado parece óbvio, mas não está implícito sob nenhuma forma nas regressões tradicionais que usam apenas a UIP e a CIP. Mais do que isso, não se considera este efeito, por exemplo, nos cálculos tradicionais de custo de acumulação de reservas de países, como o Brasil, que têm juros domésticos em moeda local consideravelmente maiores do que os juros que remuneram suas reservas cambiais. Se considerarmos que o nível de reservas diminui a volatilidade implícita da moeda e que, conforme aqui proposto, esta diminuição representa um “ganho fiscal” através da diminuição do diferencial de juros requerido pelo investidor estrangeiro no Brasil, o acúmulo de reservas tem, no mínimo, um custo marginal decrescente.

Extrapolando o raciocínio, se a redução da volatilidade cambial observada, a partir de um dado nível de reservas for tal que reduza bruscamente a volatilidade implícita, é possível que o efeito da redução do diferencial de juros sobre o estoque de reservas adicionado ao efeito da redução dos juros domésticos sobre o estoque de dívida pública interna compense o custo representado pelo acúmulo de mais reservas sobre as quais incide este custo de carregamento.

Menos óbvio é o efeito potencialmente positivo que o desenvolvimento do mercado de derivativos pode ter em um determinado país. Mercados mais líquidos e profundos melhor refletem em seus preços as expectativas dos agentes. Com a introdução do mercado de opções bem precificado, o diferencial de juros necessário pode diminuir simplesmente porque existem opções eficientes de *hedge* contra ocorrências localizadas nos extremos da distribuição de probabilidades. Isto é, *ceteris paribus,* um investidor estaria mais disposto, segundo o argumento aqui defendido, a se beneficiar de um diferencial de juros favorável se ele tiver a capacidade de se proteger de resultados muito negativos, e garantir-se que não sofrerá uma perda além do suportável. Mas isto só é possível se os instrumentos de *hedge* estiverem disponíveis no mercado. Assim, o desenvolvimento do mercado de derivativos pode ter efeito importante no diferencial de juros exigido por investidores externos em países em desenvolvimento. A oferta, pelo tesouro mexicano, de opções de dólares contra pesos é um exemplo prático de uma política cujo objetivo pode ser parcialmente explicado por este conceito.

Do ponto de vista das pesquisas futuras, este trabalho sugere a abertura de um novo campo de investigações sobre o prêmio pelo risco cambial em particular e o uso de dados sobre opções para estudos de paridade em geral.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, CARLOS I. R.; VICENTE, JOSÉ V. Term Structure Movements Implicit in Option. BCB WORKING PAPER SERIES 128 Dezembro/2006

BAILLIE, RICHARD T.; BOLLERSLEV, TIM. The Forward Premium Anomaly is not as bad as you think, Journal of International Money and Finance 19 (2000)

BANSAL, RAVI. An Exploration of the Forward Discount Premium Puzzle in Currency Markets, The Review of Financial Studies Summer 1997 Vol. 10 No. 2

BANSAL, RAVI; DAHLQUIST, MAGNUS. The Forward Premium Puzzle: different tales from developed and emerging economies. Journal of International Economics 51 (2000) 115-144.

BERNANKE, BEN S. The Global Saving Glut and the US Current Account Deficit. Remarks at the Homer Jones Lecture, St. Louis, Misouri, April 2005.

BEVILÁQUA, AFONSO. Outlook for Monetary and Exchange Rate Policies. Apresentação do Banco Central do Brasil, Novembro de 2006.

BEVILÁQUA, AFONSO; MESQUITA, MÁRIO; MINELLA, ANDRÉ. Brazil: taming inflation expectations.BCB Working Paper Series. No. 129. January 2007.

BILSON, JOHN. The 'speculative efficiency' hypothesis, Journal of Business 54 (1981), 435-452.

BLANCHARD, OLIVIER. Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil. National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No.10389,March 2004.

BODIE, ZVI; KANE, ALEX; MARCUS, ALAN J. Investments, 6th edition, McGraw-Hill/Irwin, 2005.

BOMHOFF, EDUARD J.; KOEDIJK, KEES G. Billateral Exchange Rates and Risk Premia, Journal of International Money and Finance (1987).

CASTRO, PAULO C.; Opções de Dólar Comercial e Expectativas a Respeito da Taxa de Cambio, Trabalhos para Discussão 39. Marco, 2002.

CHANG, EUI J.; TABAK, BENJAMIN M. Extração de Informação de Opções Cambiais no Brasil. BCB Trabalhos para Discussão No. 104. Abril 2006.

CHINN, MENZIE D.; MEREDITH, GUY. Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons During the Post Bretton Woods era. NBER WP 11077 January 2005.

DOMINGUEZ, KATHRYN M. E.; When do Central Bank Interventions Influence Intra-Daily And Longer Term Exchange Rate Movements? NMBER Working Paper No. 9875 July 2003

EDWARDS, SEBASTIAN. Capital Controls, Capital Flow Contractions, and Macroeconomic Vulnerability. NBER WP 12852 2007

ENGEL, CHARLES. The Forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. NBER 1995.

ENGEL, CHARLES. On The Foreign Exchange Risk Premium in a general equilibrium model. Journal of International Economics 32 (1992).

FAMA, EUGENE F. "Forward and Spot Exchange Rates", Journal of Monetary Economics (November 1984), pp 319-38.

FLOOD, ROBERT P.; ROSE, ANDREW K. Fixes of the Forward Discount Puzzle. NBER Working Paper 4928. November 1994.

FRANKEL, J (1993): "In Search of the Exchange Rate Risk Premium: A Six-Currency Test Assuming a Mean-Variance Optimization" in Jacob Frenkel´s On Exchange Rates, chapter 10.

FRANKEL, JEFFREY A., and KENETH A. FROOT. " Interpreting Tests of Forward Discount Bias Using Survey Data on Exchange Rate Expectations," NBER WP No. 1963 (June 1986).

FROOT, KENETH A. and RICHARD A. THALER (1990) "Anomalies: Foreign Exchange" Journal of Economic Perspectives 4-3, pp 179-192.

GARCIA, MARCIO; DIDIER, TATIANA. Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil, 2003.

GARCIA, MARCIO G. P.; OLIVARES, GINO. O Prêmio pelo Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real. Janeiro de 2001.

GARCIA, MARCIO G. P.; MEDEIROS, MARCELO C. Tendenciosidade do Mercado Futuro de Câmbio: Risco Cambial ou Erros Sistemáticos de Previsão? Maio de 2006.

GOMES, FREDERICO P. Volatilidade implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um teste para o mercado Brasileiro. Trabalhos para Discussão do BC No. 38. Março de 2002.

GOURINCHAS, PIERRE-OLIVIER; TORNELL, AARON. Exchange Rate Dynamics and Learning. NBER Working Paper. April 1996

GRAVELINE, JEREMY J. Exchange Rate Volatility and the Forward Premium Anomaly. Stanford Graduate School of Business. May 2006.

HODRICK, ROBERT J. The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets, Harwood Academic Publishers, 1987.

HULL, JOHN C. Options Futures and Other Derivatives,1st edition, Prentice-Hall, 1989.

HUTCHISON, MICHAEL. Is Official Foreign Exchange Intervention Effective? FRBSF Economic Letter Number 2003-20. July 18, 2003.

HUMPAGE, OWEN. On the Rotation of the Earth, Drunken Sailor and Exchange Rate Policy. Federal Reserve Bank of Cleveland. February 2004.

KOEDIJK, KEES G.; OTT, MACK. Risk Aversion, Efficient Markets and the Forward Exchange Rate. Federal Reserve Bank of St. Louis. December 1987.

LEWIS, K K Puzzles in International Financial Markets, in The Handbook of International Economics, 3, Elsevier Science Publication Company, Amsterdam.

LEWIS, K K (1989) Can Learning Affect Exchange-Rate Behaviour? Journal of Monetary Economics, 23, pp.79-100.

LOWENKRON, ALEXANDRE; GARCIA, MARCIO. Cousin Risks: The Extent and the Causes of Positive Correlation Between Country and Currency Risks. September 2005.

MALDONADO, WILFREDO L.; TOURINHO, OCTAVIO A. F.; VALLI, MARCOS. Um teste da existência de bolhas na taxa de cambio no Brasil. IPEA, texto para discussão No. 881. Maio de 2002.

MALZ, ALLAN M. Do implied volatilities provide early warnings of market stress? Journal of Risk, vol. 3, no. 2, Winter 2000/2001

MARSTON, RICHARD C. Tests of three Pairty Conditions: Distinguishing risk premia and systematic forecast Errors. NBER WP 4923. November 1994.

MUINHOS, MARCELO K.; NAKANE, MARCIO I. Comparing Equilibrium Interest Rates: Different Approches to Measure Brazilian Rates. BC Working Paper Series 101. March, 2006.

MUINHOS, MARCELO K.; FREITAS, PAULO S.; ARAÚJO, FABIO. Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model. BC Working Paper Series. May 2001.

NEELY, CHRISTOFER J. Authorities' Beliefs about Foreign Exchange Intervention: Getting Back Under the Hood. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2006-045B. July 2006 –revised December 2006.

NEELY, CHRISTOFER J.; WELLER, PAUL A. Central Bank Intervention with Limited Arbitrage. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2006-033A. May 2006.

OBSTFELD, MAURICE. Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features. NBER Working Paper. No. 5285. October 1995.

REILLY, FRANK K.; BROWN, Keith C. Investment Analysis and Portfolio Management, 5th edition, Dryden, 2001.

RIVERA-BATIZ, FRANCISCO; RIVERA-BATIZ, LUIS. International Finance and Open Economy Macroeconomics, 1st edition, Macmillan Pub Co., 1994.

SACHSIDA, ADOLFO; TEIXEIRA, J.R.; ELLERY JR, ROBERTO. Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio no Brasil. IPEA – Texto Para Discussão Nº 662, 1991.

SHLEIFER, ANDREI; VISHNY, ROBERT W. The Limits of Arbitrage. NBER Working Paper No. 5167. July 1995.

STEELE, DAVID; WRIGHT JULIAN. The Forward Premium Bias Under Different Monetary Policy Environments. April 2001.

VEUGELERS, PAUL T.W.M.; OTT, MACK. Forward Exchange Rates in Efficient Markets: The Effects of News and Changes in Monetary Regimes. Federal Reserve Bank of St. Louis. December 1987.

WU, SHU. Interest Rate Risk and the Forward Premium Anomaly in Foreign Exchange Markets. July 2005