

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail [bibfea@usp.br](mailto:bibfea@usp.br) para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
INSTITUTO DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA  
MESTRADO PROFISSIONALIZANTE “MODELAGEM MATEMÁTICA  
EM FINANÇAS”

Anomalias Empíricas nos Modelos de Precificação  
do Prêmio de Risco nos Mercados a Termo de Moedas Estrangeiras

Fábio de Pinho Noronha

Orientador:  
Prof. Dr. Joe Akira Yoshino

São Paulo

2007



Powered by RUIProStar - www.togprostar.com.br

**Anomalias Empíricas nos Modelos de Precificação  
do Prêmio de Risco nos Mercados a Termo de Moedas Estrangeiras**

**Fábio de Pinho Noronha**

Dissertação apresentada à  
Faculdade de Economia,  
Administração e Contabilidade e ao  
Instituto de Matemática e  
Estatística da Universidade de São  
Paulo para obtenção do Título de  
Mestre

Orientador: Prof. Dr. Joe Akira Yoshino

São Paulo

2007

**DEDALUS - Acervo - FEA**



20600032188

## FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Noronha, Fábio de Pinho

Anomalias empíricas nos modelos de precificação do prêmio de risco nos mercados a termo de moedas estrangeiras / Fábio de Pinho Noronha. – São Paulo, 2007.

50 p.

Dissertação (Mestrado Profissionalizante) – Universidade de São Paulo, 2007

Bibliografia.

1. Câmbio (Economia) 2. Taxa de câmbio 3. Escola econômica de Chicago 4. Econometria 5. Câmbio a termo I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Universidade de São Paulo. Instituto de Matemática e Estatística III. Título.

CDD – 332.456

## AGRADECIMENTOS

À minha família Paulo, Élide e Mariana pelo apoio incondicional.

À minha avó, professora Eny, por valorizar o interesse pelo estudo.

À minha prima Márcia pelo incentivo.

Aos meus colegas do Banco Itaú Rodrigo Neri e Tarcísio Saraiva pelas primeiras aulas em Finanças.

Aos gerentes no período de conclusão do mestrado Geraldo José dos Santos e Leonardo Nogueira pelo apoio.

Aos colegas de curso Roberta Anchieta, Sandro Sinhorigno, Han Byul Kim, Vânia Sanches, Antônio Marcos Costa, Alexandre Bonna, Paulo Ouki, Alexandre Bess e Carlos Yamada pelo companheirismo.

À Carlos Aidar e Ricardo Bampa pela confiança no estágio inicial da minha carreira.

À André Catalão pela colaboração.

Ao Prof. Dr. Joe Yoshino pelo apoio e pela orientação em tópicos do mundo das Finanças que me eram inéditos.

## Índice

Resumo.....	07
1. Introdução.....	08
2.1. A Abordagem pelo Equilíbrio Parcial: A Metodologia de Fama (1984)....	10
2.2. A Diferença Entre as Variâncias.....	14
2.3. A paridade Coberta de juros (Covered Interest Parity - CIP).....	15
2.4. Descrição dos Dados e Discussão dos Resultados Encontrados.....	15
2.5. Possíveis Interpretações para os Resultados Obtidos.....	27
3.1. A Abordagem pelo Equilíbrio Geral: O Modelo de Apreciação de Lucas (1982) para o Mercado de Câmbio.....	35
3.2. Aplicação do Consumption-Based Capital Asset Pricing Model.....	32
3.3. Descrição dos Dados e Discussão dos Resultados Encontrados.....	34
4. Conclusões.....	39
5. Bibliografia.....	41
6. Anexos.....	44

## Resumo

Diversos estudos têm-se prestado a identificar anomalias no mercado a termo da taxa câmbio com base nos modelos tanto equilíbrio parcial (princípio de não-arbitragem) como de equilíbrio geral conforme Lucas Asset Pricing (1978). Considerando um investidor norte-americano atuando no mercado a termo de moedas de países desenvolvidos e emergentes, identificamos tanto o puzzle caracterizado por Fama (1984) - a violação da paridade coberta da taxa de juros - como os valores implausíveis para o coeficiente relativo de aversão ao risco (CRRA) estimado pelo CCAPM (consumption-based capital asset pricing model), nos moldes de Lucas (1978) e Mehra e Prescott (1985). Utilizando dados trimestrais, confirmamos o puzzle para a maioria das moedas de mercados emergentes quando analisadas individualmente. Ao agrupá-las, não identificamos o puzzle de Fama para o conjunto das moedas de economias emergentes e nem para o mercado como um todo (países emergentes e desenvolvidos). Por outro lado, identificamos este puzzle para o conjunto das moedas de países desenvolvidos. Posteriormente, estimamos o coeficiente relativo de aversão ao risco (CRRA) pelo CCAPM sobre a mesma base de dados. Encontramos valores bastante altos para todas as moedas de países desenvolvidos e para um dentre os países emergentes, números estes condizentes com o puzzle de Mehra e Prescott (1985). Ademais, encontramos CRRAs negativos para a maioria das moedas de economias emergentes. A estimativa do CRRA para o mercado de moedas de países emergentes é um resultado inédito na literatura.

JEL Classification: F31, G15, G13;

Keywords: Foreign exchange, forward premium puzzle, anomalies, non-stationary time series.

## Introdução

O presente trabalho trata da identificação de anomalias nos mercados a termo de câmbio sob as metodologias de modelos de equilíbrios geral e parcial.

Na abordagem por equilíbrio parcial, Levitch (1979), Hansen e Hodrick (1980) e Bilson (1981) foram os primeiros a dissertar sobre a capacidade preditiva das taxas a termo. Também era existente a literatura sobre a variação do prêmio do risco em relação ao tempo. Vide Frankel (1982), Hsieh (1982), Korajczyk (1983), Hansen e Hodrick (1983). À época, já era notório o pouco poder preditivo das taxas forward, mas divergia-se a respeito da variância dos prêmios. Frankel (1982) e Domowitz e Hakkkio (1983) não identificaram os prêmios, enquanto que Hsieh (1982), Hansen e Hodrick (1983), Hodrick e Srivastava (1984), e Korajczyk (1983) encontraram evidências de variação do prêmio de risco no tempo. Fama (1984) propôs uma metodologia baseada no equilíbrio parcial para investigar tanto se o prêmio de risco é um parâmetro variável no tempo como se as taxas a termo preveem as taxas à vista correspondentes. Encontrou-se que as taxas à vista vão em direção oposta ao previsto pela taxa a termo. À esta descoberta, que conflita com a hipótese básica de eficiência do mercado, denominou-se o *forward foreign exchange premium puzzle*, que chamaremos daqui pra frente de *puzzle de Fama de equilíbrio parcial (condição de não-arbitragem)*. Bansal e Dahlquist (2000), não identificou este puzzle para moedas de países emergentes mas identificou-o para aqueles de economias desenvolvidas. Frankel e Poonawala (2004), confirmou a existência deste puzzle para um agrupamento de moedas de países desenvolvidos e não o confirmou para o agrupamento de moedas de países emergentes.

Posteriormente, outros trabalho focaram na aplicação de modelos de equilíbrio geral (Lucas Asset Pricing) nos mercados de taxa a termo de câmbio. Utilizando o CCAPM (*consumption-based capital asset pricing model*), sob uma formulação da equação de Euler que considera o retorno em excesso real da especulação no mercado a termo, Mark (1985), Hodrick (1989), Kaminsky e Peruga (1990) e Modjtahedi (1991) obtiveram um coeficiente relativo de aversão ao risco (ou CRRA, *coefficient of relative risk aversion*) na faixa entre 0 e 372.4. Por outro lado, o valor razoável para o mercado norte-americano (com base na economia real - isto é, nos setores não-financeiros) seria de no máximo 10. Desta forma, o equity premium puzzle de Mehra e Prescott (1985) foi replicado no mercado de taxas a termo de câmbio. Numa adaptação da metodologia de Mark (1985), Smith e Wickens (2002) chegaram ao valor de -200 na especulação da libra inglesa, um valor implausível pois indicaria que o investidor é extremamente amante do risco.

No presente trabalho, estudamos 12 moedas (sendo 6 de países desenvolvidos e 6 de países emergentes) e seus preços de negociação à vista e a termo (período



de 3 meses) no mercado norte-americano. Identificamos o puzzle de Fama para quase todas as moedas quando avaliadas individualmente, contrariando os resultados de Bansal e Dahlquist (2000). Também identificamos o mesmo puzzle para um agrupamento de moedas de países desenvolvidos, mas não para o agrupamento de moedas de países emergentes. Ambos os resultados corroboram o estudo de Frankel, e Poonawala (2004).

Também foi aplicado à mesma base de dados, e sob a mesma hipótese do ponto de vista de um investidor norte-americano, um modelo de equilíbrio geral (CCAPM) a fim de estimar-se o CRRRA para estas moedas. Foi obtido para para as moedas de países desenvolvidos valores condizentes com os encontrados na literatura (Mark (1985), Hodrick (1989), Kaminsky e Peruga (1990) e Modjtahedi (1991)), entre 25 e 148. Como inovação também foi feita a estimação para moedas de países emergentes, e neste caso encontramos valores bastantes variados: desde -2.5 para o Peso mexicano até 119 para o Real brasileiro.

## A Abordagem pelo Equilíbrio Parcial: A Metodologia de Fama (1984)

A inovação de Fama (1984) foi a elaboração de uma metodologia para identificar e medir tanto a variação no prêmio como o poder preditivo das taxas a termo<sup>1</sup> na taxa à vista. Encontrou forte evidência de que, sendo válida a hipótese de que o mercado a termo é eficiente, ambos os componentes das taxas forward - o prêmio de risco e a taxa futura esperada - variam no tempo. Duas conclusões de Fama foram fundamentais para o desenvolvimento da literatura surgida após seu trabalho:

- i. a variação nas taxas forward se dá principalmente pela variação nos prêmios.
- ii. a prêmio de risco e a taxa esperada futura do preço spot são negativamente correlacionados.

O ponto inicial da proposta de Fama é expressar o logaritmo natural da taxa forward ( $f_t$ ) como função do valor esperado do câmbio spot na data de vencimento do contrato forward condicional a toda informação disponível em  $t$  ( $E[s_{t+1}|I_t]$ ) adicionado do prêmio de risco da taxa forward ( $p_t$ ).

$$f_t = E[s_{t+1}|I_t] + p_t \quad (1)$$

Foi aplicado o logaritmo natural a todos os valores para que (i) o formato em que essas taxas são expressas ( por exemplo, *USD / GBP* ou *GBP / USD* ) não interfira na análise e (ii) porque outros modelos para o prêmio existentes à época eram assim expressos ( Fama e Farber (1979) e Stultz (1982) ). No entanto, não se pode estimar  $p_t$  usando-se (1). Fama então sugeriu subtrair  $s_t$  de ambos os lados da equação, garantindo a ela sentido econômico:

$$f_t - s_t = E[s_{t+1}|I_t] - s_t + p_t$$

Assim definimos o prêmio a termo (*forward premium*) ( $f_t - s_t$ ). Notemos que ele é diferente do prêmio de risco, este definido por:

$$p_t = f_t - E[s_{t+1}|I_t]$$

Assumindo expectativas racionais, podemos fazer a substituição  $E[s_{t+1}] = s_{t+1} + v_{t+1}$ , onde  $v_{t+1}$  é o erro aleatório de previsão racional. Daí segue que:

$$f_t - s_t = E[s_{t+1}|I_t] - s_t + p_t + v_{t+1} \quad (2)$$

Após este desenvolvimento, Fama formulou as duas equações fundamentais de sua análise:

$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (3)$$

---

<sup>1</sup> Neste trabalho, taxa spot significa taxa à vista. Assim como taxa forward significa taxa a termo.

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (4)$$

As Eqs. (3) e (4), somadas, geram uma terceira equação:

$$s_{t+1} - s_t + f_t - s_{t+1} = a_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} + a_1 + \beta_1(f_t - s_{t+1}) - s_t + \varepsilon_{1,t+1}$$

que, simplificada:

$$f_t - s_t = a_1 + a_2 + (\beta_1 + \beta_2)(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} + \varepsilon_{2,t+1}$$

Supondo que  $\varepsilon_{1,t+1}$  e  $\varepsilon_{2,t+1}$  sejam *iid*, a soma dos interceptos ( $\beta_1$  e  $\beta_2$ ) deve ser 0, e das inclinações ( $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ ), 1. Podemos dizer que (3) e (4) equações são complementares, e que contém informação idêntica sobre as variações de  $p_t$  e  $E[s_{t+1}|I_t]$ . Desta forma:

$$\alpha_1 + \alpha_2 = 0$$

$$\beta_1 + \beta_2 = 1$$

$$\varepsilon_{1,t+1} + \varepsilon_{2,t+1} = 0$$

Destas equações saem as análises básicas de Fama:

.se  $\beta_2 \neq 0$ , para um certo nível de confiança, as taxas forward têm poder de previsão de preços à vista, isto é, a taxa forward em  $t$  contém informação sobre a taxa spot observada em  $t + 1$ .

.se  $\beta_1 \neq 0$ , para um certo nível de confiança, assumimos que variações em  $f_t - s_t$  prevêem variações em  $f_t - s_{t+1}$ .

Assumindo que a taxa spot futura esperada é eficiente ou racional, os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  nas Eqs. (3) e (4) foram estimados utilizando-se Mínimos Quadrados Ordinários (OLS - ordinary least squares):

$$\beta_1 = \frac{\text{cov}(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)}{\sigma_{f_t - s_t}^2} =$$

Como sabemos que:

$$f_t - s_t = p_t + E[s_{t+1} - s_t]$$

a variância de  $f_t - s_t$  (representada por  $\sigma_{f_t - s_t}^2$ ) pode ser expressa como:

$$\sigma_{f_t - s_t}^2 = \sigma_{p_t}^2 + \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2 + 2cov(p_t, E[s_{t+1} - s_t])$$

e  $cov(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)$  pode ser reescrita como:

$$cov(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t) = cov(f_t - s_{t+1}, p_t + E[s_{t+1} - s_t])$$

dado que os agentes têm expectativas racionais e usando a definição de covariância segue que:

$$cov(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t) = \sigma^2 p_t + cov(\sigma_t, E[s_{t+1} - s_t])$$

$$\frac{\sigma^2(p_t) + cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t)}{\sigma^2(p_t) + \sigma^2(E(s_{t+1}) - s_t) + 2cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t)} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \beta_2 &= \frac{cov(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{\sigma_{f_t - s_t}^2} = \\ &= \frac{\sigma^2(E(s_{t+1}|I_t) - s_t) + cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t)}{\sigma^2(p_t) + \sigma^2(E(s_{t+1}|I_t) - s_t) + 2cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t)} \end{aligned} \quad (6)$$

Podemos extrair algumas análises dessas equações no que diz respeito à variância. No caso de  $cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t) = 0$ , o que ocorre quando  $\rho(p_t, E(s_{t+1}|I_t) - s_t) = 0$ , chegamos à duas relações:

$$\beta_1 = \frac{\sigma_{p_t}^2}{\sigma^2(p_t) + \sigma^2(E[s_{t+1} - s_t])} \quad (7)$$

$$\beta_2 = \frac{\sigma_{p_t}^2}{\sigma^2(p_t) + \sigma^2(E[s_{t+1} - s_t])} \quad (8)$$

Neste caso especial, a variância de  $F_t - S_t$  fica sendo decomposta em duas partes. A primeira, representada pela Eq. (7), é relativa à variância do prêmio, e a segunda, representada pela Eq. (8), é relativa à variância da mudança esperada na taxa spot.

Fama, no entanto, considerava de maior importância a diferença entre  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , como uma medida da variância relativa do prêmio de risco e da variância da mudança esperada da taxa spot:

$$\beta_1 - \beta_2 = \frac{\sigma_{p_t}^2 + \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2}{\sigma_{f_t - s_t}^2} \quad (9)$$

Esta relação será explorada no próximo capítulo.

Se  $\beta_2 \neq 1$ , podemos obter uma medida direta da variação do prêmio da taxa forward. A razão para isso é que se  $\sigma_{p_t}^2 = 0$ , então  $\beta_2 = 1$ . Então se  $\beta_2 \neq 1$ , então  $\sigma_{p_t}^2 \neq 0$  e portanto existe um prêmio de risco variável no tempo.

## A Diferença Entre as Variâncias

Outra medida,  $\beta_1 - \beta_2 = \frac{\sigma_{p_t}^2 - \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2}{\sigma_{f_t - s_t}^2}$ , nos fornece uma medida da variância relativa do prêmio de risco e da variância da mudança esperada da taxa spot.

A ocorrência de valores negativos para  $\beta_2$  (que na amostra do trabalho de Fama ocorreu para todas as moedas) tem especial significado sob a luz das expressões (5) e (6). Lembremos que segundo estas duas expressões,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  indicariam a proporção com a qual a variância de  $F_t - S_t$  é afetada pela variação no prêmio  $p_t$  (ou  $F_t - S_{t+1}$ ) e pela mudança esperada na taxa spot  $E[s_{t+1} - s_t]$ . Analisemos, portanto, as Eqs (5) e (6) individualmente a fim de isolar os fatores que teriam acarretado em estimativas anormais em  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .

A ocorrência de  $\beta_1 > 1$ , implica que:

$$|cov(p_t, E[s_{t+1} - s_t])| < \sigma_{p_t}^2 \quad \text{e} \quad \sigma_{p_t}^2 > \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2.$$

Já a ocorrência de  $\beta_2 < 0$ , implica que:

$$cov(p_t, E[s_{t+1} - s_t]) < 0 \quad \text{e} \quad |cov(p_t, E[s_{t+1} - s_t])| > \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2.$$

Usando a diferença entre as Eqs (5) e (6) podemos estimar a diferença entre as duas variâncias em comparação com  $\sigma_{f_t - s_t}^2$ :

$$\beta_1 - \beta_2 = \frac{\sigma_{p_t}^2 - \sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2}{\sigma_{f_t - s_t}^2} \quad (10)$$

Fama (1984) encontrou valores acima de 2.0 para todas as moedas, com exceção do Iene Japonês. Assim, a diferença entre a variância de  $F_t - S_{t+1}$  e de  $E[s_{t+1} - s_t]$  é, em geral, de 2.5 a mais do que a variância de  $F_t - S_t$ .

Outra análise que pode ser feita é acerca do erro padrão da diferença  $\beta_1 - \beta_2$ . Sendo  $cor(\beta_1, \beta_2) = -1$ , o erro padrão da diferença é de duas vezes o erro padrão comum. Daí podemos analisar as estimativas de  $\beta_1 - \beta_2$  em comparação com seu erro padrão.

Fama observou que a covariância negativa entre  $p_t$  e  $E[s_{t+1} - s_t]$  atenua a variabilidade de  $F_t - S_t$  e portanto dificulta a interpretação dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$ . Ao mesmo tempo, através de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  conclui-se que o prêmio  $p_t$  e a mudança esperada na taxa spot  $E[s_{t+1} - s_t]$  variam no tempo, e que  $\sigma_{p_t}^2$  é grande em relação a  $\sigma_{E[s_{t+1} - s_t]}^2$ .

A covariância negativa entre  $p_t$  e  $E(S_{t+1} - S_t)$  traz diversos problemas de significado. Segundo a equação da paridade coberta de juros (11), um investidor norte-americano esperaria uma apreciação da sua moeda caso a diferença entre juro real nos EUA ( $R_{usd}$ ) e no país estrangeiro (no caso  $R_{uk}$ , indicando a taxa na Grã-Bretanha) fosse negativa. No entanto, um valor negativo para  $cov(p_t, E[s_{t+1} - s_t])$  sinaliza um maior prêmio de risco nesta situação.

### A paridade coberta de juros (Covered Interest Parity – CIP)

A discussão sobre a existência de um puzzle, conforme formulação de Fama (1984) e constatado neste trabalho, requer uma breve discussão acerca da paridade coberta das taxas de juros.

Sob a ótica de um investidor norte-americano (e expressando a moeda estrangeira em unidades da moeda norte-americana) podemos chegar à seguinte formulação:

$$\frac{(1 + R_{usd})}{(1 + R_{uk})} = \frac{F_t}{S_t} \quad (11)$$

o que, na fórmula logarítmica dá:

$$\ln(1 + R_{usd}) - \ln(1 + R_{uk}) = \ln(F_t) - \ln(S_t)$$

mantendo a notação usada no restante do trabalho:

$$r_{usd} - r_{uk} = f_t - s_t$$

Tal formulação vem do fato de que deve-se esperar uma condição que mantenha a paridade no poder de compra dadas todas as informações conhecidas naquele momento, não havendo oportunidade de arbitragem.

### Descrição dos Dados e Discussão dos Resultados Encontrados

Foram utilizados dados trimestrais das séries spot e forward de 3 meses de Franco Suíço, Iene Japonês, Coroa Dinamarquesa, Dólar Canadense, Libra Esterlina, Dólar Australiano, Dólar de Singapura, Dólar de Hong Kong, Rand Sul-Africano, Rúpia Indiana, Peso Mexicano e Real Brasileiro todas contra o Dólar Americano, ou seja, do ponto de vista do investidor norte-americano. As séries das dez moedas foram denominadas respectivamente CHF, JPY, DKK, CAD, GBP, AUD, SGD, HKD, ZAR, INR, MXN e BRL. Classificou-se as moedas em dois grupos (conforme denominação do FMI): as seis primeiras são de Economias Desenvolvidas e as seguintes são de Economias Emergentes ou recentemente industrializadas. Num segundo momento, inverteu-se os valores, para que assim representassem o ponto de vista de um investidor norte-americano.

Os valores se referem a dados de fechamento (última negociação) em cada trimestre. Para as nove primeiras moedas foram utilizados dados a partir do terceiro trimestre de 1992. A série de INR se inicia no quarto trimestre de 1998, a de MXN no quarto trimestre de 1997 e a de BRL no primeiro trimestre de 1999. Todas dez séries se encerram no segundo trimestre de 2006. Estes valores foram invertidos (em unidades de USD por moeda) e posteriormente

calculados seus logaritmos naturais. Representamos por letras minúsculas as séries encontradas.

As primeiras análises surgem com o cálculo das seguintes séries, para cada uma das moedas:

$$s_{t+1} - s_t \quad (12)$$

$$f_t - s_t \quad (13)$$

$$f_t - s_{t+1} \quad (14)$$

Isto é, a variação da taxa spot no período ( $s_{t+1} - s_t$ ), a diferença entre a taxa forward para o período seguinte e a taxa spot atual ( $f_t - s_t$ ) e a diferença entre a taxa forward para o período seguinte a taxa spot praticada neste período ( $f_t - s_{t+1}$ ). Seguem as figuras das séries nas páginas seguintes. Chamaremos estas séries de A ( $s_{t+1} - s_t$ ), B ( $f_t - s_t$ ) e C ( $f_t - s_{t+1}$ ) para fins de identificação nos pacotes estatísticos. Portanto, identificação AMXN representa a série ( $s_{t+1} - s_t$ ) para o Peso Mexicano, por exemplo.



$s_{t+1} - s_t$ 

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
CHF	1.0000											
JPY	0.4972	1.0000										
DKK	0.9248	0.4754	1.0000									
CAD	0.1242	0.1159	0.2799	1.0000								
GBP	0.6625	0.3736	0.7389	0.2693	1.0000							
AUD	0.1670	0.1318	0.3217	0.6584	0.3063	1.0000						
SGD	0.4874	0.6125	0.5068	0.2218	0.4599	0.3839	1.0000					
HKD	0.2008	0.1149	0.1912	0.1389	0.0655	0.0793	0.1202	1.0000				
ZAR	0.2690	0.2924	0.3029	0.3425	0.2064	0.2960	0.3550	0.1557	1.0000			
INR	0.0826	0.3158	0.2063	0.2302	0.3215	0.3985	0.2260	0.2037	0.4106	1.0000		
MXN	(0.6415)	(0.1770)	(0.5953)	0.1894	(0.3731)	0.0901	(0.3166)	(0.0096)	(0.1090)	0.1467	1.0000	
BRL	(0.2889)	(0.2031)	(0.1476)	0.4366	(0.1930)	0.3569	(0.1108)	0.1498	(0.0295)	0.2648	0.4657	1.0000

 $f_t - s_t$ 

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
CHF	1.0000											
JPY	0.9187	1.0000										
DKK	0.9088	0.8033	1.0000									
CAD	0.8031	0.7669	0.8170	1.0000								
GBP	0.7232	0.8221	0.7133	0.6536	1.0000							
AUD	0.6025	0.7752	0.4675	0.5981	0.6438	1.0000						
SGD	0.4987	0.6058	0.3723	0.3102	0.6626	0.3105	1.0000					
HKD	(0.2396)	(0.2685)	(0.0896)	(0.1659)	0.0067	(0.5324)	0.3450	1.0000				
ZAR	(0.0234)	0.0958	0.0810	0.0902	0.3937	0.0918	0.2650	0.5142	1.0000			
INR	0.0300	0.1712	(0.0050)	0.0251	0.2423	0.2746	0.1569	(0.4040)	(0.1155)	1.0000		
MXN	(0.5564)	(0.5730)	(0.3694)	(0.2791)	(0.2263)	(0.6651)	(0.1724)	0.6379	0.4401	(0.1791)	1.0000	
BRL	(0.0911)	(0.0276)	(0.0716)	0.1779	(0.0149)	(0.0846)	(0.0478)	0.2025	0.1169	(0.0521)	0.1750	1.0000

 $f_t - s_{t+1}$ 

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
CHF	1.0000											
JPY	0.5115	1.0000										
DKK	0.9176	0.5081	1.0000									
CAD	0.1278	0.1504	0.2900	1.0000								
GBP	0.6526	0.3846	0.7181	0.2592	1.0000							
AUD	0.1911	0.1585	0.3529	0.6795	0.3299	1.0000						
SGD	0.5197	0.6296	0.5432	0.2258	0.4738	0.3998	1.0000					
HKD	0.1663	0.1986	0.1663	(0.0771)	0.0663	(0.0218)	0.1195	1.0000				
ZAR	0.2624	0.3104	0.2994	0.3428	0.2202	0.3193	0.3373	0.1404	1.0000			
INR	0.1232	0.3241	0.2370	0.2633	0.3644	0.3516	0.2395	0.0201	0.4472	1.0000		
MXN	(0.6619)	(0.0987)	(0.6242)	0.1016	(0.4416)	0.0420	(0.4056)	(0.0990)	(0.1485)	0.0497	1.0000	
BRL	(0.3116)	(0.2031)	(0.1813)	0.4212	(0.1811)	0.3528	(0.0969)	0.0773	(0.0544)	0.2194	0.4547	1.0000

avançado - avançado  
avançado - emergente  
emergente - emergente

Tabela 1: Correlações entre as séries  $s_{t+1} - s_t$ ,  $f_t - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$  de cada país

$s_{t+1} - s_t$												
ACHF	AJPY	ADKK	ACAD	AGBP	AAUD	ASGD	AHKD	AZAR	ANR	AMXN	ABRL	
0.000	0.001	(0.001)	0.002	0.001	0.001	0.000	(0.000)	(0.017)	(0.003)	(0.010)	(0.008)	Mean
(0.005)	(0.012)	(0.007)	(0.001)	(0.003)	0.006	0.004	(0.000)	(0.024)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	Median
0.148	0.183	0.130	0.088	0.091	0.108	0.042	0.007	0.207	0.056	0.045	0.164	Maximum
(0.171)	(0.164)	(0.139)	(0.050)	(0.163)	(0.140)	(0.093)	(0.004)	(0.281)	(0.055)	(0.132)	(0.283)	Minimum
0.057	0.062	0.052	0.030	0.039	0.052	0.028	0.002	0.074	0.022	0.041	0.099	Std. Dev.
0.155	0.492	0.186	0.551	(0.865)	(0.406)	(1.068)	1.473	(0.331)	0.417	(0.874)	(0.642)	Skewness
3.813	3.873	3.182	3.097	7.198	2.934	4.217	9.002	5.818	4.385	3.601	3.724	Kurtosis
1.735	3.963	0.393	2.805	47.243	1.522	13.856	102.452	19.200	3.199	4.840	2.623	Jarque-Bera
0.420	0.138	0.822	0.246	-	0.467	0.001	-	0.000	0.202	0.089	0.269	Probability
0.011	0.048	(0.062)	0.110	0.039	0.040	0.005	(0.005)	(0.935)	(0.080)	(0.342)	(0.212)	Sum
0.176	0.211	0.147	0.049	0.083	0.147	0.041	0.000	0.299	0.014	0.056	0.272	Sum Sq. Dev.
55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	30.000	34.000	29.000	Observations
(5.499)	(6.616)	(4.727)	(4.970)	(5.146)	(3.903)	(4.933)	(8.711)	(4.303)	(3.793)	(3.993)	(3.848)	ADF

Tabela 2: Estatística Descritiva séries  $s_{t+1} - s_t$

$f_t - s_t$												
BCHF	BJPY	BDKK	BCAD	BGBP	BAUD	BSGD	BHKD	BZAR	BINR	BMXN	BBRL	
0.005	0.009	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	0.003	(0.000)	(0.019)	(0.002)	(0.028)	(0.037)	Mean
0.007	0.010	0.001	(0.000)	(0.003)	(0.004)	0.003	(0.000)	(0.019)	(0.000)	(0.020)	(0.035)	Median
0.011	0.016	0.007	0.006	0.002	0.002	0.010	0.005	(0.006)	0.010	(0.007)	0.041	Maximum
(0.010)	(0.002)	(0.032)	(0.012)	(0.015)	(0.011)	(0.007)	(0.009)	(0.038)	(0.037)	(0.077)	(0.169)	Minimum
0.005	0.005	0.008	0.004	0.003	0.004	0.004	0.002	0.008	0.007	0.016	0.035	Std. Dev.
(0.844)	(0.403)	(2.256)	(0.569)	(0.691)	(0.159)	(0.131)	(1.767)	(0.400)	(3.760)	(1.489)	(1.766)	Skewness
3.080	1.865	8.784	3.990	4.043	1.966	2.913	8.344	2.724	19.405	5.198	9.482	Kurtosis
6.543	4.440	123.294	5.214	6.873	2.879	0.178	94.058	1.639	410.783	19.398	65.836	Jarque-Bera
0.038	0.109	-	0.074	0.032	0.262	0.918	-	0.441	-	0.000	0.000	Probability
0.277	0.486	(0.061)	(0.031)	(0.187)	(0.192)	0.178	(0.025)	(1.039)	(0.070)	(0.887)	(1.079)	Sum
0.001	0.001	0.003	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.003	0.002	0.008	0.034	Sum Sq. Dev.
55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	30.000	34.000	29.000	Observations
(2.100)	(2.116)	(7.063)	(2.933)	(1.932)	(1.558)	(2.503)	(2.257)	(1.900)	(2.981)	(1.585)	(8.075)	ADF

Tabela 3: Estatística Descritiva séries  $f_t - s_t$

$f_t - s_{t+1}$												
CCHF	CJPY	CDKK	CCAD	CGBP	CAUD	CSGD	CHKD	CZAR	CINR	CMXN	CBRL	
0.005	0.008	0.000	(0.003)	(0.004)	(0.004)	0.003	(0.000)	(0.002)	0.000	(0.015)	(0.029)	Mean
0.010	0.017	0.005	0.002	(0.002)	(0.009)	(0.001)	(0.000)	0.001	0.001	(0.019)	(0.033)	Median
0.161	0.176	0.109	0.052	0.148	0.141	0.098	0.009	0.265	0.030	0.088	0.253	Maximum
(0.142)	(0.170)	(0.134)	(0.091)	(0.091)	(0.117)	(0.044)	(0.009)	(0.237)	(0.062)	(0.109)	(0.209)	Minimum
0.058	0.064	0.052	0.031	0.039	0.054	0.028	0.003	0.077	0.020	0.047	0.103	Std. Dev.
(0.261)	(0.414)	(0.315)	(0.580)	0.655	0.386	0.898	(0.513)	0.261	(1.089)	0.154	0.490	Skewness
3.385	3.617	2.789	3.187	6.108	3.022	3.864	5.580	5.610	4.755	2.728	3.407	Kurtosis
0.964	2.444	1.014	3.165	28.058	1.387	9.108	17.865	16.235	9.773	0.239	1.458	Jarque-Bera
0.617	0.295	0.602	0.205	0.000	0.505	0.011	0.000	0.000	0.008	0.887	0.482	Probability
0.268	0.438	0.001	(0.141)	(0.227)	(0.232)	0.173	(0.020)	(0.104)	0.011	(0.525)	(0.847)	Sum
0.180	0.220	0.147	0.052	0.081	0.156	0.044	0.001	0.320	0.012	0.073	0.259	Sum Sq. Dev.
55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	55.000	30.000	34.000	29.000	Observations
(5.062)	(6.223)	(4.437)	(4.811)	(4.842)	(3.651)	(4.725)	(3.421)	(4.109)	(2.853)	(3.636)	(3.686)	ADF

Tabela 4: Estatística Descritiva séries  $f_t - s_{t+1}$

Moeda	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2$	$\alpha_1 = -\alpha_2$	s(a)	s(b)	$R_1^2$	$R_2^2$	s( $\hat{\theta}$ )	$\frac{(\beta_1 - \beta_2)}{2s(b)}$
CHF	1.763	(0.763)	2.525	0.004	0.011	1.552	0.024	0.005	0.057	0.814
JPY	3.636	(2.636)	6.272	0.024	0.017	1.652	0.084	0.046	0.061	1.899
DKK	0.540	0.460	0.081	(0.001)	0.007	0.909	0.007	0.005	0.052	0.045
CAD	2.201	(1.201)	3.402	0.001	0.004	1.158	0.064	0.020	0.030	1.469
GBP	(1.292)	2.292	(3.584)	0.009	0.008	1.630	0.012	0.036	0.039	(1.100)
AUD	5.716	(4.716)	10.431	(0.016)	0.009	1.768	0.165	0.118	0.049	2.949
SGD	2.473	(1.473)	3.946	0.005	0.005	0.039	0.103	0.039	0.027	50.232
HKD	1.069	(0.069)	1.138	(0.000)	0.000	0.096	0.703	0.010	0.002	5.956
ZAR	3.978	(2.978)	6.955	(0.073)	0.026	1.289	0.152	0.091	0.072	2.697
INR	(0.152)	1.152	(1.303)	(0.000)	0.004	0.516	0.003	0.151	0.020	(1.264)
MXN	1.491	(0.491)	1.982	(0.023)	0.014	0.453	0.253	0.035	0.041	2.187
BRL	0.904	0.096	0.808	(0.004)	0.028	0.548	0.092	0.001	0.100	0.737

Tabela 5: estimativas por OLS - regressões de equilíbrio parcial de Fama

Moeda	Autocorrelações											
	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_5$	$\rho_6$	$\rho_7$	$\rho_8$	$\rho_9$	$\rho_{10}$	$\rho_{11}$	$\rho_{12}$
	$s_{t+1} - s_t$											
CHF	(0.03)	(0.02)	0.18	0.10	(0.11)	-	(0.25)	0.08	(0.17)	(0.11)	(0.07)	0.01
JPY	0.04	(0.28)	0.23	0.09	(0.10)	(0.05)	(0.16)	(0.08)	(0.09)	(0.07)	(0.00)	(0.24)
DKK	0.02	0.04	0.22	0.08	(0.09)	0.04	(0.20)	0.02	(0.16)	(0.10)	(0.07)	(0.03)
CAD	0.01	(0.02)	0.20	0.18	(0.14)	0.21	0.08	(0.10)	(0.05)	0.22	(0.11)	(0.04)
GBP	(0.02)	0.04	(0.02)	0.06	(0.03)	(0.03)	(0.01)	(0.11)	(0.04)	0.01	0.01	(0.04)
AUD	0.01	0.23	0.03	0.10	(0.23)	0.11	(0.01)	(0.09)	(0.19)	0.12	(0.04)	(0.09)
SGD	(0.04)	0.02	0.28	(0.10)	0.16	(0.01)	(0.06)	(0.01)	0.02	(0.04)	(0.01)	(0.12)
HKD	(0.19)	(0.16)	(0.00)	(0.01)	0.14	(0.30)	0.11	0.13	0.06	(0.02)	(0.10)	0.08
ZAR	0.17	0.07	0.25	(0.07)	0.00	(0.06)	(0.01)	0.03	(0.21)	(0.10)	0.03	(0.24)
INR	(0.06)	(0.05)	0.28	(0.10)	0.24	0.03	(0.17)	0.10	(0.11)	(0.12)	(0.11)	(0.13)
MXN	(0.06)	0.04	0.08	(0.35)	0.12	(0.11)	(0.09)	0.11	(0.05)	(0.18)	(0.03)	(0.15)
BRL	0.17	(0.14)	(0.17)	0.02	0.16	0.24	0.01	0.13	(0.18)	(0.22)	(0.05)	(0.01)
	$f_t - s_t$											
CHF	0.88	0.77	0.66	0.53	0.40	0.28	0.17	0.07	(0.01)	(0.08)	(0.14)	(0.20)
JPY	0.92	0.83	0.71	0.57	0.43	0.30	0.18	0.08	(0.02)	(0.09)	(0.15)	(0.20)
DKK	0.81	0.59	0.46	0.36	0.24	0.18	0.10	0.05	0.01	(0.00)	(0.06)	(0.12)
CAD	0.75	0.57	0.48	0.36	0.24	0.19	0.05	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.12)	(0.15)
GBP	0.77	0.59	0.42	0.27	0.10	(0.04)	(0.16)	(0.20)	(0.23)	(0.23)	(0.22)	(0.24)
AUD	0.94	0.86	0.77	0.66	0.55	0.43	0.31	0.22	0.14	0.05	(0.04)	(0.13)
SGD	0.77	0.58	0.32	0.09	(0.03)	(0.14)	(0.27)	(0.37)	(0.48)	(0.51)	(0.44)	(0.30)
HKD	0.65	0.56	0.51	0.29	0.16	0.06	(0.01)	(0.04)	(0.09)	(0.11)	(0.08)	(0.10)
ZAR	0.82	0.63	0.44	0.24	0.04	(0.10)	(0.27)	(0.38)	(0.46)	(0.50)	(0.48)	(0.42)
INR	0.08	0.12	0.09	0.07	0.03	0.01	0.06	0.08	(0.26)	(0.05)	(0.06)	(0.03)
MXN	0.80	0.62	0.53	0.40	0.30	0.24	0.22	0.20	0.17	0.11	0.02	(0.05)
BRL	(0.09)	(0.34)	0.24	(0.06)	(0.09)	(0.02)	0.01	(0.02)	0.02	0.06	(0.01)	(0.01)
	$f_t - s_{t+1}$											
CHF	0.00	0.02	0.21	0.12	(0.09)	0.02	(0.24)	0.09	(0.16)	(0.13)	(0.09)	(0.01)
JPY	0.08	(0.24)	0.25	0.10	(0.09)	(0.05)	(0.16)	(0.08)	(0.09)	(0.09)	(0.03)	(0.24)
DKK	0.05	0.07	0.26	0.11	(0.05)	0.07	(0.18)	0.03	(0.15)	(0.13)	(0.11)	(0.05)
CAD	0.05	0.00	0.22	0.19	(0.12)	0.20	0.08	(0.10)	(0.05)	0.19	(0.11)	(0.04)
GBP	(0.00)	0.07	0.00	0.07	(0.02)	(0.03)	-	(0.11)	(0.04)	(0.01)	(0.01)	(0.06)
AUD	0.06	0.27	0.07	0.13	(0.19)	0.12	(0.00)	(0.07)	(0.18)	0.12	(0.04)	(0.10)
SGD	(0.02)	0.05	0.28	(0.10)	0.17	0.01	(0.03)	0.01	0.04	(0.03)	(0.01)	(0.11)
HKD	0.26	0.25	0.22	0.09	0.11	(0.23)	(0.08)	(0.01)	(0.05)	(0.10)	(0.13)	(0.02)
ZAR	0.20	0.09	0.25	(0.06)	(0.01)	(0.08)	(0.04)	(0.01)	(0.24)	(0.15)	(0.03)	(0.28)
INR	0.13	0.15	0.36	(0.03)	0.31	0.05	(0.09)	0.02	(0.10)	(0.15)	(0.20)	(0.19)
MXN	0.00	0.04	0.10	(0.31)	0.10	(0.09)	(0.03)	0.17	0.01	(0.11)	(0.05)	(0.14)
BRL	0.13	(0.12)	(0.14)	(0.04)	0.13	0.22	0.08	0.07	(0.30)	(0.18)	0.03	(0.13)

Tabela 6: Autocorrelações das Séries  $s_{t+1} - s_t$ ,  $f_t - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$

Moeda	Residual Autocorrelations						Jarque-Bera	Probability
	$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_5$	$\rho_6$		
CHF	(0.05)	(0.04)	0.16	0.08	(0.13)	(0.01)	3.33	19.0%
JPY	(0.02)	(0.34)	0.22	0.09	(0.11)	(0.03)	9.24	1.0%
DKK	0.03	0.05	0.24	0.09	(0.07)	0.05	0.61	73.8%
CAD	(0.01)	(0.02)	0.19	0.18	(0.16)	0.21	2.02	36.4%
GBP	0.04	0.11	0.04	0.10	(0.00)	(0.02)	9.38	0.9%
AUD	(0.15)	0.12	(0.11)	0.02	(0.34)	0.11	2.24	32.7%
SGD	(0.03)	0.02	0.28	(0.08)	0.11	(0.05)	19.10	0.0%
HKD	(0.17)	(0.15)	0.03	0.01	0.15	(0.26)	112.24	0.0%
ZAR	0.15	0.05	0.24	(0.05)	0.04	(0.02)	17.40	0.0%
INR	0.16	0.18	0.36	(0.02)	0.31	0.05	0.00	1.2%
MXN	(0.01)	0.11	0.11	(0.30)	0.15	(0.09)	9.94	0.7%
BRL	0.17	(0.14)	(0.18)	0.02	0.16	0.24	2.73	25.5%

Tabela 7: Autocorrelações dos resíduos das regressões

2

<sup>2</sup> notar que as autocorrelações dos resíduos são iguais para as ambas as regressões de cada moeda, devido à complementaridade

Os gráficos de  $f_t - s_{t+1}$  são especialmente importantes por tratarem do

prêmio de risco definido no início da dedução de Fama (1984), Eq. (1), e assim podemos comparar a dinâmica nos países emergentes e desenvolvidos.

Na Tabela 1, com as correlações entre as séries  $s_{t+1} - s_t$ ,  $f_t - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$  dos diferentes países temos um resultado diferente do encontrado por Fama no período por ele avaliado. No nosso caso, e considerando apenas as economias desenvolvidas pois foram as únicas estudadas por ele, as autocorrelações entre as séries  $f_t - s_t$  são em geral mais fortes (mais próximas de um) do que as das duas outras séries. Fama encontrou o resultado oposto: em sua pesquisa, esta série foi a que mais se aproximou de zero. Em ambos os estudos, as correlações entre moedas de economias desenvolvidas foi sempre positiva.

Na comparação entre países desenvolvidos e emergentes (região em laranja da Tabela 1) BRL e MXN aparecem com correlação negativa contra quase todos os países e em todas as séries. Os outros países emergentes têm sempre relação positiva com os desenvolvidos, com exceção da série  $f_t - s_t$  de HKD. Chama a atenção a baixa correlação (em valores absolutos) na série  $f_t - s_t$  de HKD, ZAR, INR e BRL.

Ainda na Tabela 1, a região em azul compara os países emergentes entre si. Podemos destacar a pouca correlação entre os países nas três variáveis, mas especialmente na série  $f_t - s_{t+1}$ .

Na estatística descritiva, podemos rejeitar a hipótese nula de existência raiz unitária para todos os países nas séries  $s_{t+1} - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$  para o valor crítico de 1%, com exceção da série  $f_t - s_{t+1}$  de INR, que podemos rejeitar para 10%. No caso da série  $f_t - s_t$ , o teste diz que não podemos rejeitar a existência de raiz unitária para 9 moedas, sendo DKK, CAD, INR e BRL as exceções.

Ainda na estatística descritiva, notamos que os desvios-padrão de  $f_t - s_t$  são em geral menores que os de  $s_{t+1} - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$ , o que vai acarretar em baixos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) nas regressões de Fama. Os desvios-padrão também são sempre maiores para  $f_t - s_{t+1}$  do que para  $s_{t+1} - s_t$ , exceto para GBP e INR. Além disso, os valores são muito maiores para as moedas de economias desenvolvidas do que para aqueles de economias emergentes. Analisando estes dados isoladamente, podemos dizer que a  $s_t$  é melhor do que  $f_t$  como preditor de  $s_{t+1}$ .

As autocorrelações de  $s_{t+1} - s_t$  são próximas a zero em todos os casos com exceção de AHKD, ABRL e AZAR. Os correlogramas de ABRL sugerem um processo ARMA e os de AHKD um processo AR de segunda ordem e de AZAR um ruído branco. As autocorrelações de  $(f_t - s_{t+1})$  também são próximas a zero e não demonstram padrão. Nas séries  $f_t - s_t$  os resultados são bastante consistentes. Com exceção de BBRL e BINR (as autocorrelações de primeira ordem são bastante altas (BHKD sendo a mais baixa com 0.65 e BCAD a segunda menor já com 0.75) e decaem significativamente após a primeira ordem no correlograma de autocorrelação parcial. Sugerem, portanto, que alguns dos componentes de  $f_t - s_{t+1}$ , isto é,  $f_t$  ou  $s_{t+1}$ , segue um processo AR(1).



Na tabela 5, temos as estimativas por OLS - ordinary least squares - dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  das Eqs. (??) e (??), originárias das Eqs. (5) e (6) para o caso de  $cov(p_t, E(s_{t+1}|I_t - s_t)) \neq 0$ . Estes coeficientes representam a proporção da variância em  $f_t - s_t$  relativa às variações de  $f_t - s_{t+1}$  e de  $s_{t+1} - s_t$  se feita a . Como Fama encontrou exclusivamente resultados negativos para  $\beta_2$  (e consequentemente valores de  $\beta_1$  maiores que 1) rejeitou esta hipótese. No nosso caso, encontramos valores semelhantes aos de Fama (negativos) em 8 casos: CHF, JPY, CAD, AUD, SGD, HKD, ZAR e MXN. Nos casos de GBP e INR, os valores de  $\beta_2$  foram positivos, porém maiores que 1. Assim, acabam gerando valores de  $\beta_1$  negativos, o que invalida a interpretação. Nos casos de DKK e BRL têm-se valores inferiores a 1 para ambas as medidas, o que tornaria possível utilizar a interpretação sobre a decomposição da variância em dois fatores de contribuição.

Fama (1984) propõe a diferença (10) a fim de investigar a diferença entre as variâncias de  $f_t - s_{t+1}$  e de  $s_{t+1} - s_t$  em relação à de  $f_t - s_t$ . Considerando apenas as moedas com  $\beta_2 < 0$ , obtivemos valores bastante altos para a diferença entre  $\beta_1$  e  $\beta_2$  - entre 2.53 e 10.43 para os países desenvolvidos e 1.14 e 6.96 para os emergentes. Embora os tenhamos encontrados diferenças menores para os países emergentes, uma segunda análise dá grande confiabilidade à esses números: comparando a diferença entre  $\beta_1$  e  $\beta_2$  com duas vezes o erro padrão da estimativa de  $\beta$  (já que a diferença se origina de duas regressões que são complementares), obtemos valores muito maiores para os emergentes.

De posse dos altos valores das diferenças entre  $\beta_1$  e  $\beta_2$  e da confiabilidade destes números, podemos concluir que:

- i.  $f_t - s_{t+1}$  e  $s_{t+1} - s_t$  variam no tempo em relação a  $f_t - s_t$
- ii.  $\sigma_{f_t}^2$  é maior que  $\sigma_{E[s_{t+1}-s_t]}^2$
- iii. a covariância entre  $\sigma_{f_t}^2$  e  $\sigma_{E[s_{t+1}-s_t]}^2$  é negativa

Esta última conclusão cunhou o forward premium puzzle segundo Fama (1984), ao contradizer a paridade do poder de compra conforme descrito em Eq. (11). Isto é: decorre de uma covariância negativa entre  $\sigma_{f_t}^2$  e  $\sigma_{E[s_{t+1}-s_t]}^2$  que - por exemplo - uma moeda aprecia em relação ao USD quando a taxa esperada de inflação nesse país é maior do que a dos Estados Unidos, efeito oposto ao esperado caso fosse válida manutenção da Paridade do Poder de Compra.

Neste ponto, o presente estudo se alinha com o de Fama e diverge dos resultados recentes de Frankel e Poonawala (2004) e Bansal e Dahlquist (1999). Nestes últimos, pioneiros em aplicar a metodologia desenvolvida por Fama também para economias emergentes, encontrou-se uma predominância de valores negativos de  $\beta_2$  para as economias desenvolvidas e positivos para as emergentes.

Assim, faremos como Frankel e Poonawala e estimaremos as mesmas regressões em três diferentes painéis: todas as moedas, somente as de países desenvolvidos e somente as de países emergentes. Para tanto, utilizaremos a técnica SUR (seemingly unrelated regression) de forma a compensar os efeitos

de correlação entre os regressores de diferentes países e obter uma medida única para cada um dos agrupamentos. Calculamos também o erro padrão de cada uma das variáveis ( $s(\alpha)$  e  $s(\beta)$ ).

<b>Economias</b>	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\alpha_2$	$\beta_2$	$s(\alpha)$	$s(\beta)$
<b>Todas</b>	0.000	0.911	(0.000)	0.089	0.000	0.094
<b>Desenvolvidas</b>	(0.003)	1.242	0.003	(0.242)	0.003	0.297
<b>Emergentes</b>	0.000	0.819	(0.000)	0.181	0.001	0.143

Tabela 8: SUR com restrição de coeficientes iguais

Estes dados corroboram os encontrados nos estudos de Frankel e Poonawala (2004) e Bansal e Dahlquist (1999) para os valores de  $\beta_2$ . O primeiro encontrou para um conjunto de países emergentes o valor de 0.15225 e para economias desenvolvidas  $-1.66551$ . Já o segundo encontrou, respectivamente, .19 e  $-0.32$  (lembramos que os países não são os mesmos nos três estudos, mas todos utilizam a classificação do FMI).

A fim de investigar os valores dos coeficientes de forma mais precisa, faremos as estimativas para os países individualmente:

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2$	$\alpha_1 = -\alpha_2$	$s(\alpha)$	$s(\beta)$
<b>CHF</b>	2.070	(1.070)	3.141	(0.005)	0.009	0.911
<b>JPY</b>	2.895	(1.895)	4.789	(0.018)	0.014	1.334
<b>DKK</b>	1.585	(0.585)	2.170	0.002	0.007	0.495
<b>CAD</b>	1.407	(0.407)	1.815	(0.001)	0.004	0.868
<b>GBP</b>	(0.898)	1.898	(2.797)	(0.007)	0.006	1.111
<b>AUD</b>	3.325	(2.325)	5.651	0.008	0.008	1.381
<b>SGD</b>	1.595	(0.595)	2.190	(0.002)	0.004	0.735
<b>HKD</b>	1.113	(0.113)	1.227	0.000	0.000	0.089
<b>ZAR</b>	4.669	(3.669)	8.339	0.087	0.022	1.038
<b>INR</b>	(0.155)	1.155	(1.309)	0.001	0.004	0.432
<b>MXN</b>	1.424	(0.424)	1.848	0.021	0.012	0.379
<b>BRL</b>	0.806	0.194	0.612	0.009	0.024	0.453

Tabela 9: estimativa por SUR

Um fato que chama a atenção nessa segunda estimativa é que o coeficiente  $\beta_2$  de DKK torna-se negativo, reforçando a conclusão de Fama (1984). Também é interessante notar a quase manutenção dos valores de INR, reflexo de sua baixa

correlação com outras moedas, principalmente entre as séries B ( $f_t - s_t$ ). Um ponto comum entre as regressões SUR e OLS (mais marcante nesta última) é a existência de maiores coeficientes  $\beta_2$  (em módulo) nas economias desenvolvidas, um ponto já levantado em outros estudos.

### Possíveis Interpretações para os Resultados Obtidos

Fama (1984) sugeriu diversas interpretações para os resultados encontrados que contradizem a teoria da paridade coberta da taxa de juros:

#### 1. Ineficiência do mercado de Moedas

A metodologia desenvolvida por Fama (1984), que se inicia com a Eq. (1), baseia-se na suposição de que o mercado de moedas é eficiente ou racional. Assim, os valores negativos para a Eq. (6) mostrariam um comportamento consistente das taxas de câmbio em caminharem em direção oposta ao esperado. Os valores positivos de Eq. (5), Fama observou, não trariam nenhum significado especial, sendo apenas originados pelo fato de serem complementares ao coeficiente isolado na Eq. (6).

#### 2. Intervenção do governo no mercado à vista

A hipótese foi levantada por Richard Roll, e deriva de intervenções do Governo no mercado à vista. Estas intervenções tendem a ocorrer em direção oposta à sugerida pelo diferencial entre as taxas forward e spot ( $F_t - S_t$ ). Isto é, podem, através de operações no mercado à vista, atuar contra a desvalorização de sua moeda quando o mercado envia fortes sinais de que a depreciação irá acontecer (através de indicadores como a diferença de taxa de juros real ou de inflação esperada, por exemplo).

Acrescentamos também os problemas de medida que podem ocorrer devido à regimes monetários. No nosso caso, Hong Kong (HKD) tem consistentemente um currency board (embora com liberdade para flutuação) assim como Brasil (BRL) e México (MXN) em certos períodos.

#### 3. A Teoria do Juro Final

Segundo Michael Mussa, a distribuição das mudanças esperadas nas taxas de câmbio é bastante assimétrica durante certos períodos. Se, por exemplo, o mercado avaliar que a taxa de inflação de um país vai aumentar de forma significativa como consequência de uma mudança na política monetária, isto pode resultar num aumento nas taxas de juros deste país em relação a outros. Esta perturbação impactará - por exemplo - juros futuros e taxas de câmbio

forward. No entanto, a resposta do mercado se demonstra exagerada, e o ativo volta a seu comportamento de antes da perturbação. Assim, o comportamento da taxa spot no ex-post se moveu em direção contrária ao antecipado ex-ante, o que gera correlações negativas entre as mudanças na taxa spot e a previsto pela taxa forward. No entanto, estes períodos de movimentos não esperados são curtos e a correlação negativa não deve aparecer em regressões sobre períodos mais longos.

Acrescentamos outra explicação, bastante corriqueira na literatura :

#### 4. Peso Problems

Outra fonte de erros de medida levantada pela literatura ficou conhecida pela categoria de Peso Problems. Vem do fato de que o Peso Mexicano no final da década de 70 foi negociado à uma taxa fixa em relação ao dólar americano. E, durante anos, foi negociado com desconto em relação ao preço forward em antecipação a uma desvalorização. No entanto, esta desvalorização só foi ocorrer em 1976. Os Peso Problems nascem do fato de que qualquer análise cuja amostra não incluía a desvalorização esperada terá identificado erroneamente um viés dos agentes de mercado. A denominação hoje em dia serve à qualquer problema de amostragem em que o resultado esperado pelo mercado não foi capturado no período estudado.

## A Abordagem pelo Equilíbrio Geral: O Modelo de Apreçamento de Lucas (1978) para o Mercado de Câmbio

A versão abaixo baseia-se na Fórmula Apreçamento de Ativos de Lucas (1978). No modelo, a economia é representada por dois países com preferências idênticas (domésticas e externas), representadas respectivamente por  $h$  e  $f$ . Cada país é povoado por uma unidade familiar que deseja durante sua vida maximizar a utilidade esperada sobre dois bens de consumo perecíveis,  $x_{it}$  e  $y_{it}$  ( $i = h, f$ ):

$$\text{Max} E_t \{ \sum_{i=1}^{\infty} \gamma^i U(x_{it}, y_{it}) \}$$

onde  $\gamma$  é o fator de desconto entre  $0 < \gamma < 1$ . Cada unidade familiar é dotada com  $\xi_t$  e  $\eta_t$  unidades de bens de consumo em cada período, enquanto são sujeitos à restrições de riqueza e de liquidez que requerem caixa em cada transação. A liquidez é fornecida pelos governos através da emissão de moeda,  $M_{it}$  ( $i = h, f$ ). Considerações serão feitas posteriormente a respeito do crescimento da moeda.

Ainda seguindo o framework de Lucas (1978), o consumidor tem acesso aos mercados de ativos e de bens, nesta ordem. No primeiro, ele aloca sua riqueza em ativos produtivos, moeda e títulos. No segundo, ele toma decisão de consumo com o dinheiro do instante anterior.

Define-se  $p_y$  como o preço relativo de  $y$  em unidades de  $x$ . Em equilíbrio, o preço relativo reflete a preferência dos consumidores e é dado por:

$$p_y = \frac{U_y \left( \frac{\xi_t}{2}, \frac{\eta_t}{2} \right)}{U_x \left( \frac{\xi_t}{2}, \frac{\eta_t}{2} \right)}$$

onde  $U_x$  e  $U_y$  são a utilidade marginal dos bens  $x$  e  $y$ , respectivamente. Com a restrição da liquidez, os preços no equilíbrio se tornam:

$$P_x(\xi_t, \eta_t, M_{ht}) = \frac{M_{ht}}{\xi_t}$$

$$P_y(\xi_t, \eta_t, M_{ft}) = \frac{M_{ft}}{\eta_t}$$

Observemos que as duas equações anteriores são versões da da teoria da quantidade de moeda com velocidade constante. Deste modelo decorre as restrições de cash-in-advance que ocorrem quando por precaução não se retém moeda. A taxa de equilíbrio ( $h/f$ ) é dada pela paridade do poder de compra quando mecanismos de arbitragem ocorrem no mercado de bens de consumo.

$$S_t = (P_x/P_y)p_y = \frac{M_{ht}\eta_t}{M_t\xi_t} \cdot \frac{U_y \left( \frac{\xi_t}{2}, \frac{\eta_t}{2} \right)}{U_x \left( \frac{\xi_t}{2}, \frac{\eta_t}{2} \right)} \quad (15)$$

Sabendo que o poder de compra da moeda local no tempo  $t + 1$  é, em termos de bens  $x$ :

$$\pi_{ht+1} = \frac{1}{P_x(\xi_{t+1}, \eta_{t+1}, M_{ht+1})} = \frac{\xi_{t+1}}{M_{ht+1}}$$

Derivamos agora a taxa futura de equilíbrio. Desta forma, o preço atual de um título que paga com certeza uma unidade de moeda local no futuro é equivalente a:

$$B_x = E_t\{\gamma U_x(\xi_{t+1}, \eta_{t+1})\pi_{ht+1}/U_x(\xi_t, \eta_t)\pi_{ht}\} = E_t(Q_{ht+1}) \quad (16)$$

Definindo  $\pi_{ft}$  como o poder de compra de uma unidade de moeda estrangeira no tempo  $t$ , o preço de uma unidade desta no futuro é:

$$B_y = E_t\{\gamma U_y(\xi_{t+1}, \eta_{t+1})\pi_{ft+1}/U_y(\xi_t, \eta_t)\pi_{ft}\} = E_t(Q_{ft+1}) \quad (17)$$

As taxas de desconto acima são expectativas condicionais de substituição intertemporal das taxas domésticas e estrangeiras.

Consideremos duas estratégias de investimento. Na primeira, investe-se uma unidade de moeda local em um título doméstico, obtendo-se um retorno de  $1/B_x$  por um período. Na outra, converte-se uma unidade de moeda local em moeda estrangeira, comprando um título estrangeiro, e converte-se o retorno em moeda local, usando contratos a termo ao preço de  $F_t$  de unidades de moeda local por unidade de moeda estrangeira. Obtém-se desta operação (uma simples aplicação da paridade coberta de juros)  $1/S_t \cdot 1/B_y$ . A fim de eliminar a possibilidade de arbitragem, ambas as estratégias devem ter o mesmo retorno esperado. Assim:

$$F_t = \frac{S_t B_y}{B_x} = \frac{S_t E_t(Q_{ft+1})}{E_t(Q_{ht+1})} \quad (18)$$

De maneira similar chegamos ao retorno esperado num contrato futuro, subtraindo a Eq. (15) da Eq. (18).

$$E(S_{t+1}) - F_t = E_t\left\{\frac{M_{ht+1}\eta_{t+1}}{M_{ft+1}\xi_{t+1}} \cdot p_y(\xi_{t+1}, \eta_{t+1})\right\} - \frac{M_{ht}\eta_t}{M_{ft}\xi_t} \cdot \frac{E_t(Q_{ft+1})}{E_t(Q_{ht+1})} \cdot p_y(\xi_t, \eta_t)$$

Assumindo uma função de utilidade de aversão ao risco constante, temos para qualquer período:

$$U(x_t, y_t) = \theta \ln(x_t) + (1 - \theta) \ln(y_t), 0 < \theta < 1$$

Essa expressão nos permite expressar os valores de equilíbrio do retorno esperado de uma maneira trabalhável. A hipótese de separabilidade oferece a vantagem de isolar o efeito da incerteza monetária do retorno em excessos esperado. Definindo  $U_x = \theta/x_t$ ,  $U_y = (1 - \theta)/y_t$ , a taxa nominal de câmbio pode ser expressa como:

$$S_t = \frac{(1 - \theta) M_{h_t}}{\theta M_{f_t}}$$

Esta fórmula, como podemos ver, expressa a taxa de câmbio à vista apenas em termos da oferta relativa de moeda - da mesma maneira que na teoria quantitativa da moeda - e não depende explicitamente de expectativas futuras. Em virtude da função utilidade mostrada, a taxa de câmbio também é indiferente ao dote real de cada família. Dado que:

$$Q_{h_{t+1}} = \gamma \left( \frac{M_{h_{t+1}}}{M_{h_t}} \right)^{-1}$$

e

$$Q_{f_{t+1}} = \gamma \left( \frac{M_{f_{t+1}}}{M_{f_t}} \right)^{-1}$$

os preços dos títulos são simplesmente expectativas condicionais de mudança no futuro na taxa de crescimento monetário. Os preços dos títulos são unicamente afetados por choques nominais.

Tomando (18) na forma logarítmica:

$$f_t = s_t - \ln B_x + \ln B_y$$

$$= s_t - \ln E_t(Q_{h_{t+1}}) + \ln E_t(Q_{f_{t+1}})$$

onde  $s_t = \ln S_t$  e  $f_t = \ln F_t$ . Sob expectativa racional, o retorno esperado em excesso em contratos a termo de câmbio é:

$$E_t(s_{t+1}) - f_t = (E_t(\ln(M_{h_{t+1}}) - E_t(\ln M_{f_{t+1}})) - (\ln M_{h_t} - \ln M_{f_t}) + (\ln E_t(\gamma \left( \frac{M_{h_{t+1}}}{M_{h_t}} \right)^{-1}) - \ln E_t(\gamma \left( \frac{M_{f_{t+1}}}{M_{f_t}} \right)^{-1}))$$

o acaba gerando, para o retorno em excesso nos contratos a termo:

$$E_t(s_{t+1}) - f_t = \frac{\sigma^2 h_{0,t+1} - \sigma^2 f_{0,t+1}}{2} - \ln \left( \frac{\phi_f(W_t)}{\phi_h(V_t)} \right) + \rho_h(V_t) - \rho_f(W_t) \quad (19)$$

## Aplicação do Consumption-Based Capital Asset Pricing Model

A fim de estimar o coeficiente relativo de aversão ao risco, iremos utilizar o framework do C-CAPM (consumption-based capital asset pricing model).

Neste modelo, assume-se que os investidores baseiem suas decisões de investimento de forma a maximizar a utilidade esperada dos consumos corrente e futuro. Assim, ativos financeiros permitem ao consumidor suavizar padrão de consumo ao longo do tempo, vendendo-os para financiar o consumo quando a renda passa por um período de baixa e poupando quando esta passa por um período de alta. Adquirem, portanto, a função de transferirem o poder de compra de um período para outro. Por este motivo, ativos com alta correlação negativa com o consumo (que representa o estado geral da economia) são mantidos mesmo que seus retornos esperados sejam baixos, pelo potencial de gerar alta utilidade marginal. Esta característica está representada no fato de que risco sistemático do ativo é determinado pela covariância dos retornos deste com o nível de consumo. Como comparação, no CAPM padrão a função objetivo somente otimiza a média e o desvio-padrão dos retornos, e o risco sistemático do ativo é a covariância do seu retorno contra o retorno do portfólio de mercado.

Assim como em todo modelo da classe SDF (stochastic discount factor), o  $M_{t+1}$  (fator de desconto estocástico) é igual para qualquer ativo. É importante lembrar que diferentes metodologias consideram o  $M_{t+1}$  constante ou variável no tempo (neste caso, gerando um prêmio de risco também variável no tempo).

A condição de Euler para o retorno ( $r$ ) em equilíbrio de qualquer ativo tem com condição de primeira ordem para o consumo ( $c_t$ ):

$$u'(C_t) = \beta E_t\{(1 + r_{t+1})u'(C_{t+1})\} \quad (20)$$

ou:

$$E_t\{(1 + r_{t+1})M_{t+1}\} = 1 \quad (21)$$

onde

$$M_{t+1} = \beta U'(C_{t+1})/U'(C_t)$$

$M_{t+1}$  é também conhecido como o pricing-kernel, e no caso específico de sua utilização no C-CAPM é chamado de taxa marginal de substituição (em inglês MRS, ou marginal rate of substitution), e é determinada pela preferência dos agentes entre o consumo atual e o futuro.

Dado que o modelo de apreçamento de Lucas (1978) assume que a família maximiza a utilidade, o preço dos ativos em equilíbrio é definido de forma que a utilidade marginal de uma unidade de consumo corrente não-exercida se iguale à utilidade descontada esperada do retorno do investimento de uma unidade de um bem de consumo. Desta forma:



$$U(C_t) = \beta E_t[U(C_{t+1})r_{t+1}]$$

com  $0 < \beta < 1$ .

Portanto, sua aplicação para o retorno em excesso da especulação no mercado a termo de uma moeda fica definida por:

$$E_t \left[ \frac{U(C_{t+1})}{U(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left( \frac{S_{t+1} - F_t}{S_t} \right) \right] = 0 \quad (22)$$

Onde  $P$  é o índice de preços no mercado doméstico e  $C$  é o índice de consumo também no mercado doméstico.

Como  $F_t$ ,  $S_{t+1}$  e  $S_t$  estão expressos como o preço de uma unidade de moeda estrangeira para um investidor norte-americano, a parcela  $\frac{S_{t+1} - F_t}{S_t}$  traz o retorno nominal de uma posição comprada de dada moeda no mercado a termo.

O prêmio de risco fica sendo determinado pela covariância da especulação com o risco de consumo; se o ganho esperado de um contrato no mercado a termo tiver covariância negativa com a utilidade marginal do dinheiro, o prêmio de risco deverá ser positivo pois este ganho será relativamente pequeno quando o dinheiro for relativamente valioso.

A formulação proposta por Mark (1985) sugere que os agentes sigam uma função utilidade com um coeficiente relativo de aversão ao risco constante:

$$U(C) = \frac{C^{(1-\gamma)}}{1-\gamma}$$

Sendo  $\gamma \geq 0$ . Substituindo esta função de utilidade na eq. (22), temos o equilíbrio intertemporal na seguinte forma:

$$E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left( \frac{S_{t+1} - F_t}{S_t} \right) \right] = 0 \quad (23)$$

Assumimos que as variáveis na equação anterior seguem conjuntamente uma distribuição lognormal. Assim, estimar o prêmio de risco como:

$$E_t(s_{t+1}^j) - f_t^j = -\frac{1}{2}Var(s_{t+1}^j) - Covar(s_{t+1}^j, \pi_{t+1}) + \gamma Covar(s_{t+1}^j, c_{t+1}) \quad (24)$$

onde  $s_{t+1}^j = \ln(S_{t+1}/S_t)$ ,  $f_t^j = \ln(F_t/S_t)$ ,  $\pi_{t+1} = \ln(P_t/P_{t+1})$ , e  $c_{t+1} = \ln(C_{t+1}/C_t)$ . Os operadores  $E_t(\cdot)$ ,  $Var(\cdot)$  e  $Covar(\cdot)$  são condicionais à informação definida por  $I_t$ .

Assumindo expectativas racionais, podemos tomá-la como:

$$s_{t+1}^j - f_t^j = -\frac{1}{2}Var(s_{t+1}^j) - Covar(s_{t+1}^j, \pi_{t+1}) + \gamma Covar(s_{t+1}^j, c_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}^j \quad (25)$$

Onde  $\varepsilon_{t+1}^j$  é o erro ortogonal a toda informação em  $t$  ( $I_t$ ).

## Descrição dos Dados e Discussão dos Resultados Encontrados

As séries  $\ln(S_{t+1}/S_t)$  e  $\ln(F_t/S_t)$  foram as mesmas utilizadas no modelo anterior.

Utilizou-se como dados de consumo real ( $c_{t+1}$ ) o índice - trimestral - do Commerce Department dos EUA para gastos em bens não duráveis e serviços. Deste valor foi desconsiderado o aumento da população, conforme dados anuais do BEA (Bureau of Economic Analysis), linearizados a fim de se obter dados trimestrais. Ao produto destas duas componentes - portanto um indicador de consumo por família - foi dada a denominação CONSREAL.

O deflator utilizado foi o CPI (Consumer Price Index) calculado pelo Federal Reserve, e recebeu a denominação PREAL.

Para os dois índices têm-se informações para todo o período do estudo.

O modelo apresentado requer que as variáveis sigam distribuição lognormal. Para as estatísticas de  $\frac{s_{t+1}}{s_t}$  e  $\frac{F_t}{S_t}$  podemos utilizar as encontradas no trecho anterior do trabalho em (Estatística Descritiva A) e (Estatística Descritiva B), respectivamente. No caso de  $\frac{s_{t+1}}{s_t}$  só não identificamos (assumindo como limite superior do teste de Jarque-Bera um valor igual a 6.0) como lognormal as distribuições AGBP, SGD, AHKD e AZAR. No caso de  $\frac{F_t}{S_t}$ , não podemos assumir a distribuição normal para BDKK, BGP, BHKD, BINR, BMXN e BBRL.

As estatísticas para as séries de  $\pi_{t+1}$  e  $c_{t+1}$  seguem abaixo, onde vê-se que é confirmada a hipótese de lognormalidade (é aceito o valor um pouco mais alto no teste de Jarque-Bera para  $\pi_{t+1}$  do que o "6" habitual).

Desta forma, obedecem à normalidade os parâmetros para cálculo do coeficiente relativo de aversão ao risco de DKK, JPY, CAD e AUD.

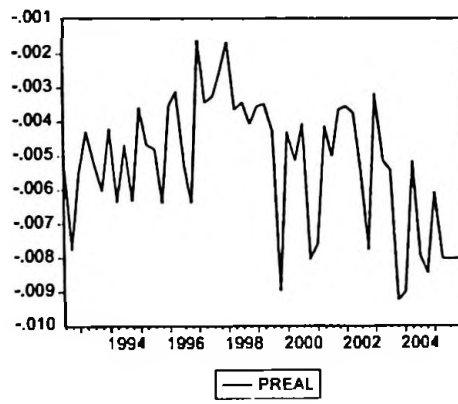
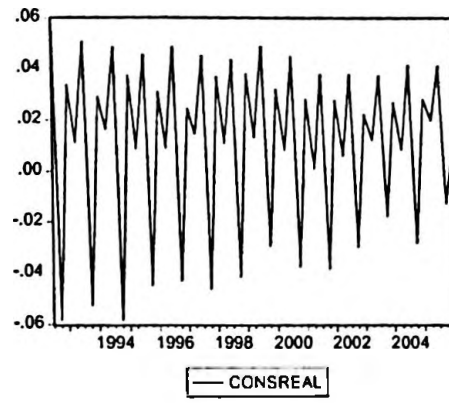


Figura 7: log do inverso da variação do índice de preços  $\ln(p_t/p_{t+1})$

	CONSREAL	PREAL
Mean	0.0119	(0.0053)
Median	0.0195	(0.0051)
Maximum	0.0549	(0.0016)
Minimum	(0.0584)	(0.0092)
Std. Dev.	0.0324	0.0020
Skewness	(0.7194)	(0.3662)
Kurtosis	2.2536	2.1856
Jarque-Bera	6.0203	2.7493
Probability	0.0493	0.2529
Sum	0.6533	(0.2915)
Sum Sq. Dev.	0.0567	0.0002
Observations	55.0000	55.0000
ADF	(7.5260)	(3.0965)

Tabela 10: estatística descritiva para as séries de consumo real ( $c_t$ ) e nível de preço real ( $p_{t+1}$ )

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD
$covar(s_{t+1}; \pi_{t+1}) =$	0.000074	0.000060	0.000064	(0.000081)	0.000057	0.000045
$covar(s_{t+1}; c_{t+1}) =$	(0.0000374)	(0.0001394)	0.0000514	0.0000512	0.0000328	0.0000838
$0.5 \cdot var(s_{t+1}) =$	0.0016033	0.0019171	0.0013381	0.0004497	0.0007552	0.0013396
$(s_{t+1} - f_{t+1}) =$	(0.0048304)	(0.0079559)	(0.0000186)	0.0025678	0.0041188	0.0042194
$\gamma =$	86.1779031	43.2829976	25.8186339	58.7628820	148.8791587	66.3760185

	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
$covar(s_{t+1}; \pi_{t+1}) =$	(0.0000023)	0.0000001	(0.0000210)	(0.0000026)	(0.0000230)	(0.0000366)
$covar(s_{t+1}; c_{t+1}) =$	(0.0000372)	0.0000002	0.0000418	(0.0000752)	(0.0000064)	0.0002830
$0.5 \cdot var(s_{t+1}) =$	0.0004060	0.0000040	0.0027153	0.0002260	0.0008296	0.0046951
$(s_{t+1} - f_{t+1}) =$	0.0034280	(0.0005201)	0.0018891	(0.0003579)	0.0154468	0.0292144
$\gamma =$	(103.1252398)	(2.347.3949782)	109.6890407	1.7877674	(2.531.3826133)	119.6843060

Tabela 11: estimativas do CRRA em relação às diferentes moedas

Parcela do CRRA de cada país relativa a cada um dos fatores

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD
$covar(s_{t+1}; \pi_{t+1}) =$	(0.20)	(0.04)	0.12	(0.16)	0.17	0.05
$0.5 \cdot var(s_{t+1}) =$	(42.91)	(13.75)	26.06	8.78	23.04	15.98
$(s_{t+1} - f_{t+1}) / s_t =$	129.29	57.08	(0.36)	50.14	125.67	50.34

	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
$covar(s_{t+1}; \pi_{t+1}) =$	0.06	0.43	(0.50)	0.03	3.59	(0.13)
$0.5 \cdot var(s_{t+1}) =$	(10.93)	17.99	64.98	(3.00)	(129.21)	16.59
$(s_{t+1} - f_{t+1}) / s_t =$	(92.26)	(2,365.81)	45.21	4.76	(2,405.76)	103.22

Tabela 12: decomposição dos fatores do  $\gamma$  (CRRA)

Nos resultados encontrados, vemos a consistência de valores altos para estimativas do  $\gamma$  para especulação com taxas a termo moedas de economias desenvolvidas. Nos países emergentes, já há uma outra história: coeficientes positivos para INR, BRL e ZAR, sendo o primeiro bastante baixo (abaixo até dos valores esperados para a economia real) e os dois últimos com valores bastante altos. No caso de SGD, HKD e MXN, foram encontrados valores negativos, sendo que os de MXN e HKD são de grande magnitude (embora os três sejam implausíveis pela teoria econômica).

Resultados conhecidos na literatura são o de Hodrick (1989) que encontrou 60.9 contra a libra inglesa. Kaminsky e Peruga (1990), calcularam 372.4 para as moedas do Japão, Alemanha e Inglaterra. Smith e Wickens (2002) encontraram -289 para a libra inglesa. É importante notar que valores negativos de  $\gamma$  indicam que o agente é anante do risco.

A Tabela 12 mostra a contribuição de cada um dos fatores na composição do  $\gamma$  (CRRA). Assim, podemos analisar sua origem para cada uma das moedas e comparar não só valores de  $\gamma$  (CRRA) como também os diferentes pesos de cada um dos fatores para cada uma das moedas. Como vemos, os valores para países emergentes têm diferentes origens. Os valores extremamente baixos do  $\gamma$  (coeficiente relativo de aversão ao risco) do HKD e do MXN se devem às perdas constantes da aposta na taxa a termo e de magnitude muito mais elevadas relativamente à covariância do câmbio à vista com o consumo real da economia norte-americana. Isto muito provavelmente se deve à intervenções no câmbio realizadas pelo governo na ponta contrária à expectativa do mercado (expressa na taxa a termo). No caso do HKD, chama a atenção sua baixa covariância com o consumo real norte-americano, fato que deve ser causado pelo controle do câmbio já que sua variância é a mais baixa entre as moedas pesquisadas.

Embora ZAR e BRL tenham coeficientes da mesma ordem de grandeza (109.68 e 119.68), eles têm origens diferentes. No primeiro caso, a volatilidade da moeda e o ganho com a especulação a termo contribuem de forma quase semelhante para a composição do  $\gamma$ . Já no segundo, ela é quase que toda (cerca de 90%) devida ao ganho com a especulação a termo. Também é esta a proporção dos fatores que influenciam o SGD, com a diferença que neste caso os coeficientes são negativos. A INR é um caso bastante especial entre o grupo analisado: a variância da moeda à vista e o ganho com a posição comprada a termo são ambas de pouca magnitude e em sinais contrários. O resultado é o menor CRRA de todos os calculados no trabalho, de apenas 1.788.

## Conclusões

Na estimativa do modelo de equilíbrio parcial de Fama (1984), confirmamos o forward premium puzzle para a maioria das moedas quando a estimação é feita individualmente. Também verificamos evidências de que o prêmio de risco no mercado a termo de câmbio existe e é variável no tempo. O fato da covariância entre  $E[s_{t+1}|I_t] - f_t$  e  $E(s_{t+1}|I_t) - s_t$  ser negativa impede que obtenhamos medidas precisas de  $\sigma_{p_t}^2$  e  $\sigma_{E[s_{t+1}-s_t]}^2$  e prejudica interpretações dos coeficientes  $\beta_1$  (??) e  $\beta_2$  (??).

Nos mesmos moldes, é feita ainda uma estimativa utilizando a técnica SUR (Seemingly Unrelated Regression), a fim de isolar os efeitos de alta correlação entre, principalmente, as séries de economias desenvolvidas. Os resultados encontraram em grande parte confirmam aqueles encontrados para regressões utilizando OLS. Quando as moedas foram agrupadas em avançadas e emergentes, confirmou-se o puzzle para o primeiro caso, mas não para o segundo. Outra surpresa foi a estimativa de todo o conjunto de moedas. Esta mudança na interpretação dos dados nos instiga a realizar futuras investigações nos motivos que o causaram. Alternativas para uma melhor mensuração da intensidade do puzzle nas moedas emergentes levaria em conta fatores o volume negociado de cada uma destas moedas. O modelo também poderia usar dados de diferencial de taxas de juros e de inflação esperadas pelo mercado (de maneira similar à realizada por Bansal e Dahlquist (1990)). Outra mudança na forma de estimação que deve levar à conclusões bastante elucidativas é capturar para subperíodos e utilizar estimação em painel, minimizando os problemas citados na primeira parte do trabalho, como Peso Problems e Desvios da Paridade do Poder de Compra. A técnica utilizada deve considerar painéis heterogêneos como apresentado por Pedroni (1999), permitem a existência de raízes unitárias e alterações estocásticas.

Em relação à estimação do coeficiente relativo de aversão ao risco confirmou-se os altos valores para as moedas desenvolvidas. Trabalhos que estimam o coeficiente para países emergentes não são conhecidos. Os valores encontrados são implausíveis por diversos motivos: alguns são muito altos comparados com os encontrados para a economia real, alguns são negativos (interessante observar que este fato ocorreu apenas para países emergentes) e são diferentes entre si. Se considerarmos que os parâmetros das moedas são todos relativos ao mercado norte-americano, estes coeficientes deveriam ser iguais. Estudos sobre a melhor forma de se estimar têm sido realizados utilizando diversas versões do CCAPM e também técnicas econométricas mais recentes. Em vários destes novos estudos utiliza-se estimativa por GMM, que não requer que hipótese sobre a homocedasticidade das séries (requer apenas de estacionariedade e ergodicidade).

Um problema comumente citado em qualquer estimação do CRRA é (como levantou Engles (1996)) que a variância do crescimento do consumo é muito estável quando comparado com a do prêmio das taxas a termo.

Analisando os fatos originadores do CRRA para cada um dos países (Parcela do CRRA de cada País relativa a cada um dos fatores) vemos que as origens

são bastante distintas, o que também nos motiva a uma análise mais detalhada destes fatores e, numa estimação por GMM, a utilizar diferentes instrumentos para diferentes moedas.



## Bibliografia

Aggarwal, R., (2006) The Forward Exchange Rate Puzzle: Further Evidence. 2006 FMA European Conference, Stockholm, Sweden.

Albuquerque, R. , (2004) The Forward Premium Puzzle in a Model of Imperfect Information: Theory and Evidence.

Simon School of Business Working Paper No. FR 00-09

Apte, P. , Sercu, P. e Uppal, R. , (1999), The Exchange Rate and Purchasing Power Parity in Arbitrage-Free Models of Asset Pricing. Tijdschrift voor Economie en Management, vol. L, no. 5 (Nov.), pp. 825 - 854.

Bacchetta, P. e Wincoop, E. Forward Discount and Predictability Puzzles. Working paper, University of Virginia.

Balvers, R. e Bergstrand, J. , (2002) Government Expenditure and Equilibrium Real Exchange Rates

Bansal e Dahlquist (2000), "The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Markets", Journal of International Economics, 51, 115-144

Bansal, R. (1997). An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets, The Review of Financial Studies, 10, 369-403

Bansal, R. e Shaliastovich, I. (2005), Long-Run Risks Resolution of the Foreign Exchange Premium Puzzle. Notas de aula. Disponível em: [faculty.fuqua.duke.edu/~rb7/bio/FPEZAug23.pdf](http://faculty.fuqua.duke.edu/~rb7/bio/FPEZAug23.pdf)

Bergman, M. (2005), Fama: Forward and Spot Exchange Rates, Notas de Aula. Disponível em: [www.econ.ku.dk/okombe/IME2006/Fama2.pdf](http://www.econ.ku.dk/okombe/IME2006/Fama2.pdf)

Blanchard, O . e Fischer, S. , Lectures on Macroeconomics, Sexta Impressão, MIT Press, p. 512-522

Catalão, A . (2005), Estimação por GMM. Notas de aula.

Chinn, M. e Meredith, G. (2002), Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era. NBER Working Paper No. 11077.

Cochrane, J. (2001) Asset Pricing, 1a edição, Princeton University Press, Princeton New Jersey

Cuthbertson, K. e Nitzsche, D, Quantitative Financial Economics: stocks, bonds and foreign exchange, 2a edição, Wiley, London

Engel, C. (1996); The forward premium discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. Journal of Empirical Finance, Elsevier, vol. 3(2), pages 123-192, June.

Fama, E. (1984), Forward and spot exchange rates. Journal of Monetary Economics, 1984, 14(3), pp. 319-38.

Frankel, J. e Poonawala J. (2004), The Forward Market in Emerging Markets Currencies: Less Biased than in Major Currencies. NBER Working Paper No. W12496.

Frydman, R. e Goldberg, M. (2001), Imperfect Knowledge Expectations, Uncertainty Adjusted UIP and Exchange Rate Dynamics. Conferência em Homagem a Edmund S. Phelps, Columbia University.

Garcia, M. , (1997), A Macroeconomia do Dólar Futuro. Resenha BM&F, 118:37-45, 1997.

Garcia, M. e Olivares, (2001) G. O Prêmio da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real. Revista Brasileira de Economia, 2001, vol. 55, número 2.

Hodrick, R. (1989); U.S. International Capital Flows: Perspectives from Rational Maximizing Models. NBER Working Papers 2729.

Jagannathan, R. , Skoulakis, G. e Wang, Z. , Generalized Method of Moments: Applications in Finance. Journal of Business & Economic Statistics, 20, 4, 470-481.

Kaminsky e Peruga (1990), Can a Time-Varying Risk Premium Explain Excess Returns in the Forward Market for Foreign Exchange?, Journal of International Economics, 1990, vol. 28, issue 1-2, pages 47-70.

Kocherlakota, N. (1996), The Equity Premium: It's Still A Puzzle. Journal of Economic Literature, Vol. 34, No. 1 (Mar., 1996), pp. 42-71.

Korajczyk, A ., (1985) The Pricing of Forward Contracts for Foreign Exchange, The Journal of Political Economy, Journal of Political Economy, 1985, vol. 93, issue 2, pages 346-68.

Levich, R. (2006), International Parity Conditions, Notas de Aula. Disponível em: [pages.stern.nyu.edu/~rlevich/b403388/Chap-45.pdf](http://pages.stern.nyu.edu/~rlevich/b403388/Chap-45.pdf).

Lim, G. C e McNelis, P. , Parametrizing Currency Risk in the SEM :The Irish Pound and Spanish Peseta against the German Mark. Não publicado. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/wpawupif/9805001.htm>.

Lucas Jr, R. (1978), Asset Prices in an Exchange Economy, Econometrica, Vol 46, Nov 1978

Lucas Jr, R. (1982), Interest Prices and Currency Prices in a Two-Country World. Journal of Monetary Economics 10 (November 1982), 335-60.

Ma, A .(2005), Time-Varying Risk-Premium in the Forward Exchange Rate. 2006 EconMod Conference

Mishkin, F. (1984), Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Condition. NBER Working Paper No. W1048.

NG, D. (2002), The International CAPM when Expected Returns are Time-Varying. Journal of International Money and Finance, v.23, pp.189-230.

Obstfeld, M. e Rogoff, K., (1996) Foundations of International Macroeconomics, MIT Press, p 585 - 599

Pedroni, P. (1999), Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. The Review of Economics and Statistics, Vol. 83, No. 4 (Nov., 2001), pp. 727-731.

Scholl, A . (2005), New Evidences on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates. SFB 649 Discussion

Paper No. 2005-037.

Schreiber, B. (2003), Uncovered Interest Parity (UIP) in the Mean Variance of the ILS/USD Exchange Rate. Não publicado. Disponível em: [papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=935958](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=935958).

Smith e Wickens (2002), Asset Pricing with observable Stochastic Discount Factor. *Journal of Economic Surveys*, Volume 16, Number 3, July 2002 , pp. 397-446(50).

Verdelhan, A . ,(2005), A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium. 2005 EFA Moscow Meetings.

Wolff, C. , Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal-Extraction Approach, *the Journal of Finance*, Vol. 42, No. 2 (Jun 1987), pp. 395-406

Yoshino, J. E Catalão, A .(2004), The Equity Premium Puzzle: Brasil e Estados Unidos". *Econ. Apl.* vol.10 no.2 Ribeirão Preto Apr./June 2006. Disponível em: [www.econ.fea.usp.br/seminarios/artigos/joe\\_ipe.pdf](http://www.econ.fea.usp.br/seminarios/artigos/joe_ipe.pdf).

Anexos

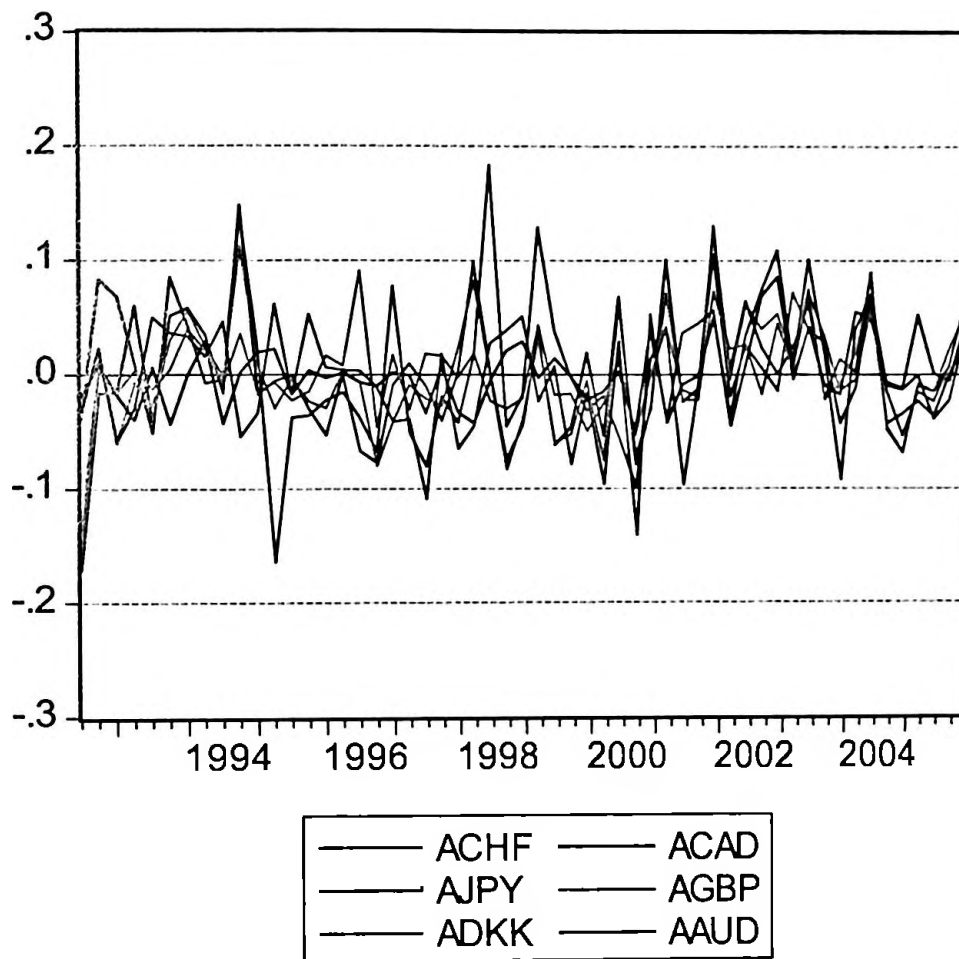


Figura 1:  $s_{t+1} - s_t$  Países Desarrollados

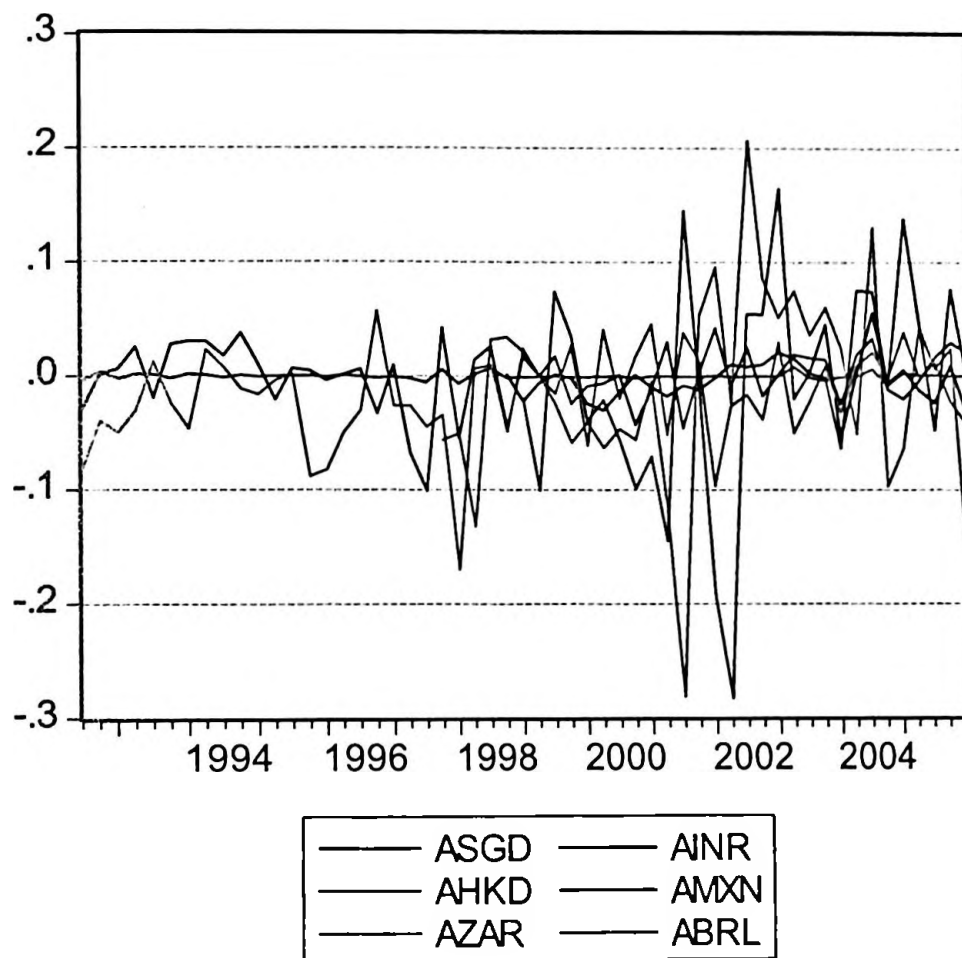


Figura 2:  $s_{t+1} - s_t$  Países Emergentes

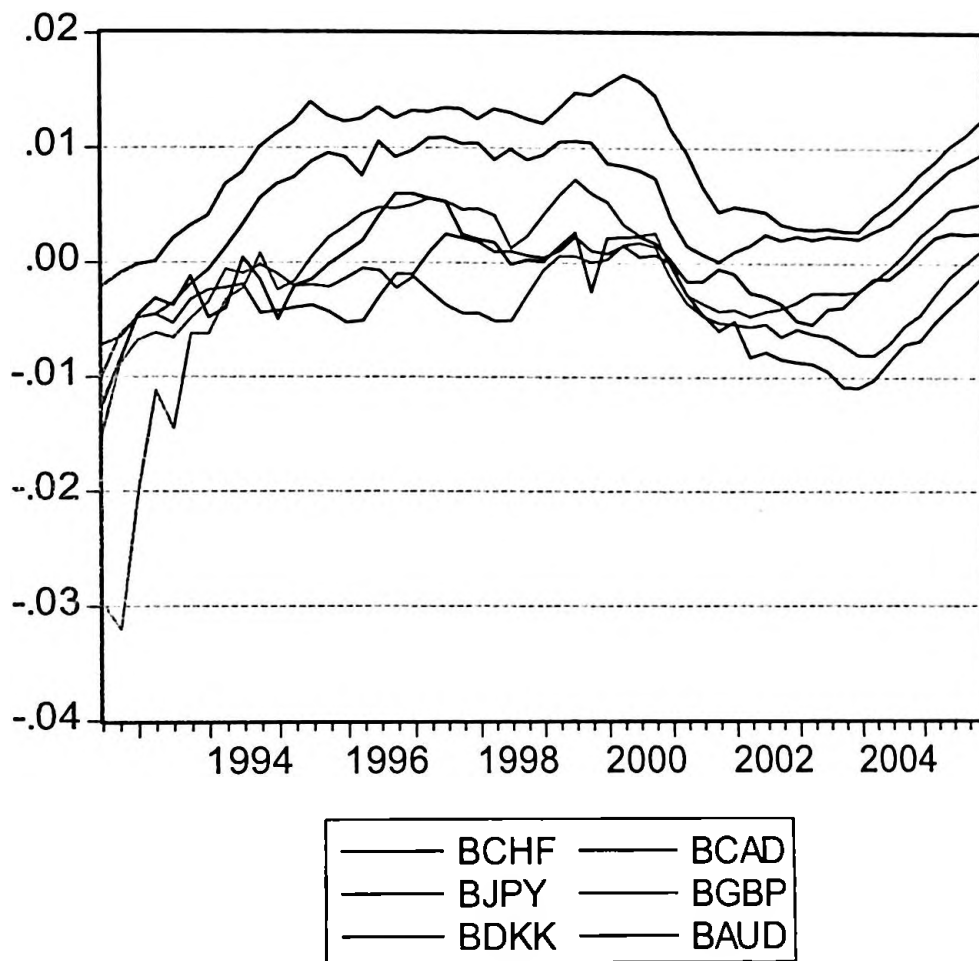


Figura 3:  $f_t - s_t$  Países Desenvolvidos

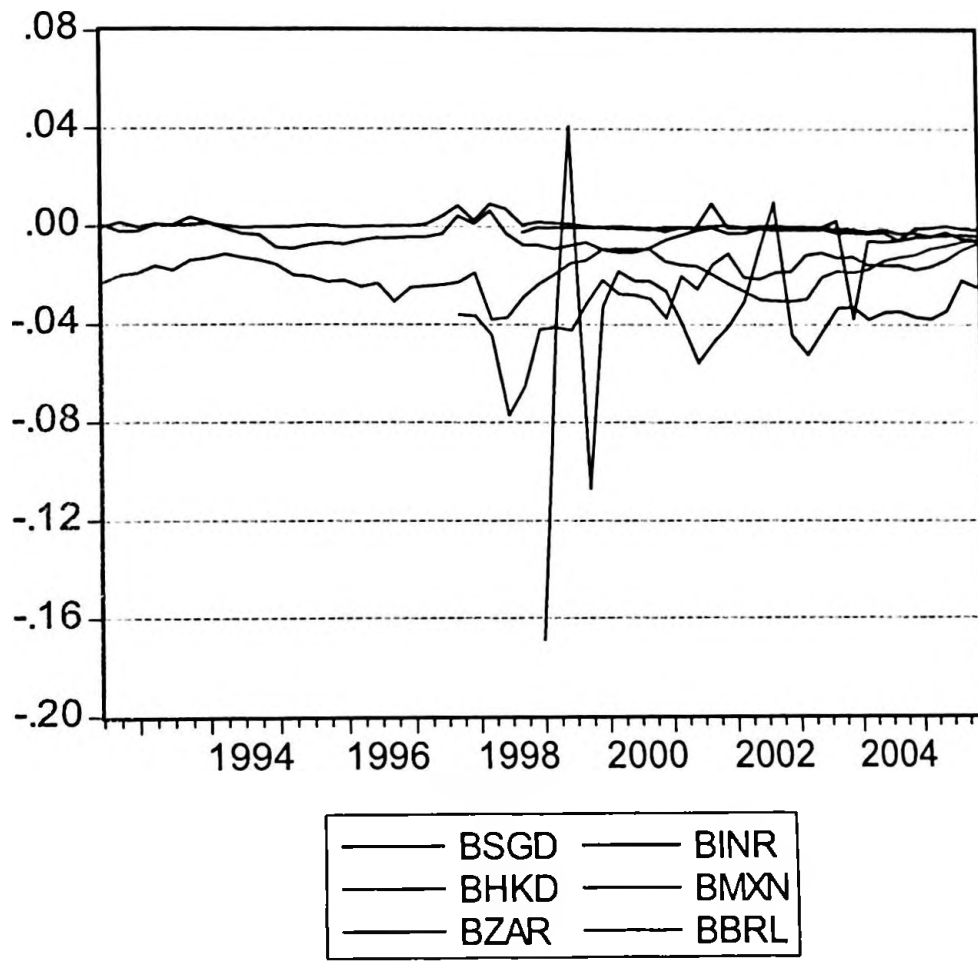


Figura 4:  $f_t - s_t$  Países Emergentes

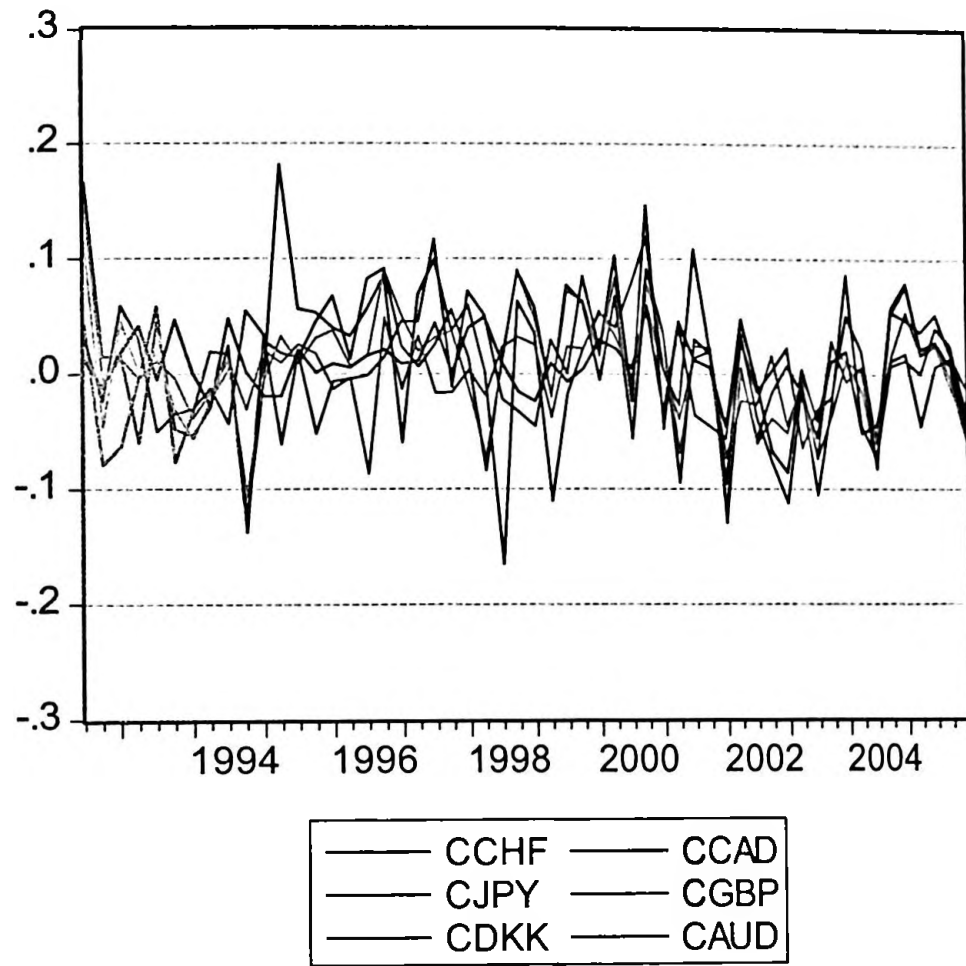


Figura 5:  $f_t - s_{t+1}$  Países Desenvolvidos



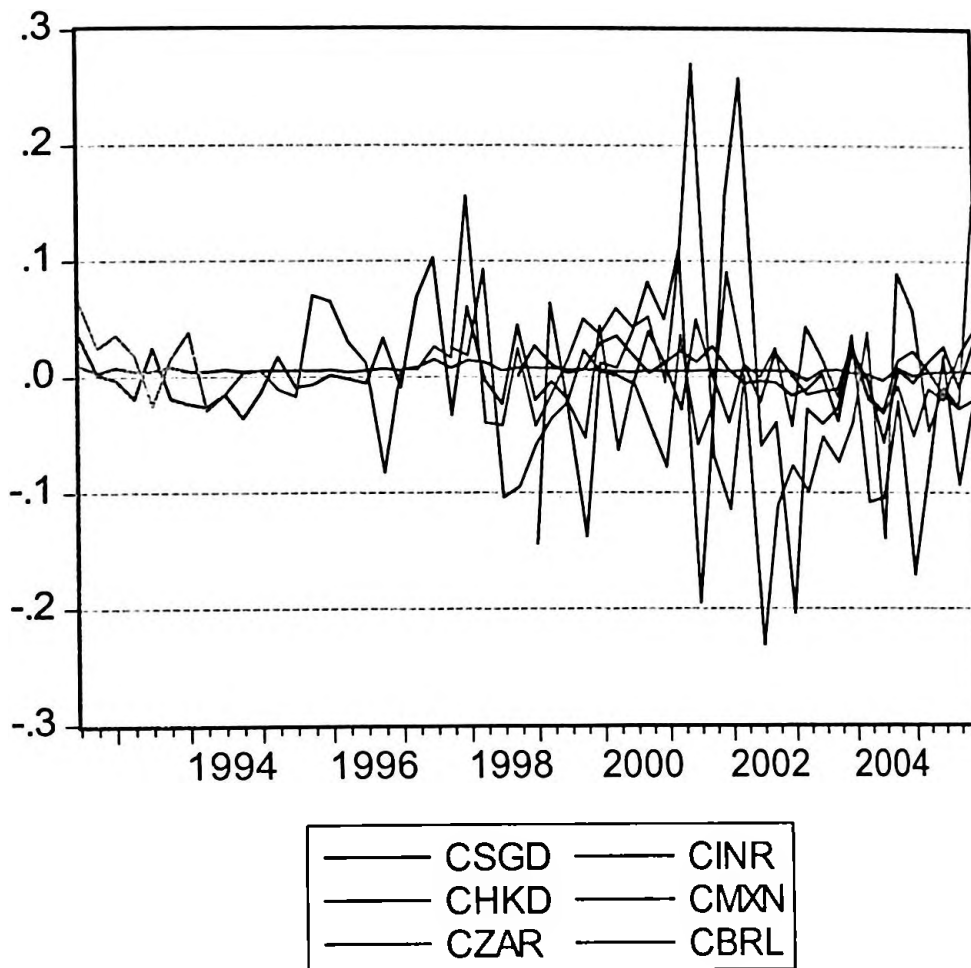


Figura 6:  $f_t - s_{t+1}$  Países Emergentes

Valores Críticos do teste ADF para as séries  $s_{t+1} - s_t$ ,  $f_t - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$

	CHF	JPY	DKK	CAD	GBP	AUD
<b>Significância</b>						
1%	(3,557)	(3,557)	(3,557)	(3,557)	(3,557)	(3,557)
5%	(2,917)	(2,917)	(2,917)	(2,917)	(2,917)	(2,917)
10%	(2,596)	(2,596)	(2,596)	(2,596)	(2,596)	(2,596)

	SGD	HKD	ZAR	INR	MXN	BRL
<b>Significância</b>						
1%	(3,557)	(3,557)	(3,557)	(3,685)	(3,650)	(3,696)
5%	(2,917)	(2,917)	(2,917)	(2,971)	(2,956)	(2,975)
10%	(2,596)	(2,596)	(2,596)	(2,624)	(2,616)	(2,627)

Tabela 13: valores críticos do teste de ADF para as séries  $s_{t+1} - s_t$ ,  $f_t - s_t$  e  $f_t - s_{t+1}$  de cada país