

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**EFICIÊNCIA DO MERCADO IMPLÍCITO DE CÂMBIO A
TERMO NO BRASIL**

GUILHERME MAIA GARCIA

ORIENTADOR: PROF. DR. PAULO PICCHETTI

SÃO PAULO

2003

Reitor da Universidade de São Paulo
Prof. Dr. Adolpho José Melfi

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Prof. Dra Maria Teresa Leme Fleury

Chefe do Departamento de Economia
Prof. Dra. Elisabeth Maria Mercier Querido Farina

EFICIÊNCIA DO MERCADO IMPLÍCITO DE CÂMBIO A TERMO NO BRASIL

ALUNO: GUILHERME MAIA GARCIA

ORIENTADOR: PROF. DR. PAULO PICCHETTI

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo para a
obtenção do título de Mestre em
Economia.

SÃO PAULO

2003

FICHA CATALOGRÁFICA

termo no	Garcia, Guilherme Maia Eficiência do mercado implícito de câmbio a
FEA/USP,	Brasil / Guilherme Maia Garcia. -- São Paulo : 2003. 44 p.
cambial	Dissertação - Mestrado Bibliografia
Contabilidade	1. Câmbio a termo - Brasil 2. Prêmio de risco I. Faculdade de Economia, Administração e da USP.
	CDD – 332.45

SUMÁRIO

RESUMO	i
SUMMARY	ii
1. INTRODUÇÃO	1
2. OS DADOS	8
3. COINTEGRAÇÃO DAS TAXAS À VISTA E A TERMO	11
4. ENDOGENEIDADE E OS ESTIMADORES <i>FM</i>	14
5. TESTE DE EFICIÊNCIA DO MERCADO A TERMO DE CÂMBIO	21
6. DESDOBRAMENTOS DA HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA	25
6.1. A construção do teste da hipótese de eficiência	25
6.2. A metodologia de Fama	26
6.3. O retorno esperado da especulação no mercado a termo	29
7. CONCLUSÃO	36
APÊNDICE	37
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	42

“EFICIÊNCIA DO MERCADO IMPLÍCITO DE CÂMBIO A TERMO NO BRASIL”

Autor: Guilherme Maia Garcia

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

IPE – USP

São Paulo, 2003

RESUMO

Neste estudo, é testada empiricamente a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio brasileiro, para o período recente de flutuação cambial. A frequência dos dados é diária, e as taxas a termo são construídas com base no mercado de *swaps*. É utilizado um método de estimação semi-paramétrico e estatisticamente robusto no contexto de distribuições com caudas pesadas. Este método ainda permite que se trabalhe com séries não-estacionárias no nível (sem diferenciar) e com observações sobrepostas (quando o prazo do contrato a termo excede o intervalo entre as observações da amostra). A hipótese de eficiência é rejeitada quando se usa o método robusto; por outro lado, um método mais sensível à presença de *outliers* falha em rejeitar a hipótese. Por fim, são discutidas algumas questões relativas à hipótese de eficiência, com especial ênfase para a questão de se a rejeição da hipótese é devida à presença de um prêmio de risco cambial, da ineficiência de mercado ou de ambos os fatores. Os resultados sugerem que o mercado de câmbio a termo no Brasil não é eficiente.

“EFFICIENCY OF THE IMPLIED FORWARD EXCHANGE MARKET IN BRAZIL”

Author: Guilherme Maia Garcia

Counselor: Prof. Dr. Paulo Picchetti

IPE – USP

São Paulo, 2003

SUMMARY

In this dissertation, the forward exchange market efficiency hypothesis is tested for the recent floating regime in Brazil. We use daily frequency data, with implied forward rates based on the swap market. The statistical approach is a semiparametric procedure which is statistically robust to data distributions with heavy tails and allows for non-stationarity of the data and overlapping observations (when the interval between observations is shorter than the futures maturity). The efficiency hypothesis is rejected when the robust procedure is used; still, a distinct procedure more sensible to the presence of outliers fails to reject the hypothesis. At last, we discuss some issues regarding the efficiency hypothesis, emphasizing the question of whether the rejection of the efficiency hypothesis denounces the presence of a risk premium, of market inefficiency or both. The results suggest the Brazilian forward exchange market is *not* efficient.

1. INTRODUÇÃO

Uma análise sobre a eficiência no mercado a termo de câmbio se torna particularmente interessante no período recente da economia brasileira. A partir de meados de janeiro de 1999, o câmbio deixou de ser administrado pela autoridade monetária e passou a ser flutuante, ao mesmo tempo em que se consolidavam políticas de metas inflacionárias e superávits fiscais. Pode-se dizer, assim, que as expectativas dos agentes econômicos puderam ser formadas em um ambiente que se aproximava cada vez mais de uma economia de mercado com fundamentos macroeconômicos bem definidos. Nesse sentido, grande parte do aparato teórico desenvolvido na literatura internacional sobre o assunto, e aplicado geralmente para países desenvolvidos de câmbio flutuante, pode ser usado para o caso brasileiro.

Por outro lado, a economia brasileira, embora tenha um câmbio flutuante, tem características muito peculiares que a distinguem das economias mais desenvolvidas. O ponto essencial (para o estudo em questão) que distingue a economia brasileira é a existência dos significativos *risco país* e *risco cambial*¹. A presença destes riscos tem importantes implicações para a interpretação dos resultados do teste de eficiência no mercado a termo de câmbio.

E por que é importante saber se o mercado de câmbio a termo é eficiente? Porque o fato de o mercado ser eficiente ou não acarreta implicações em termos de equilíbrio macroeconômico e custos sociais. Geralmente, a ineficiência do mercado a termo de

¹ O termo *risco país* é associado à possibilidade de suspensão do pagamento das dívidas pública e privada do país. O termo *risco cambial* é associado ao fato de que uma das moedas que compõem a taxa de câmbio tem maior probabilidade de se depreciar do que a outra; no caso brasileiro, dizemos que o real é a moeda de risco em relação ao dólar. Normalmente se considera que os riscos *país* e *cambial* dependem dos mesmos fatores macroeconômicos.

câmbio está ligada a fatores – como manipulação dos preços por participantes do mercado – que induzem a utilização de instrumentos de política monetária. Estes instrumentos visam a obtenção de um equilíbrio macroeconômico mas, ao mesmo tempo, “socializam” os custos de um mercado ineficiente.

Este estudo tem duas propostas básicas. A primeira – mais objetiva – é testar a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio utilizando um método de estimação semi-paramétrico e estatisticamente robusto, lidando com problemas de não-estacionariedade das séries, endogeneidade do regressor, observações sobrepostas e alta volatilidade dos dados. A segunda – mais subjetiva e menos conclusiva – é uma tentativa de interpretar o resultado do teste de eficiência à luz de argumentos de macroeconomia e finanças; particularmente, procura-se investigar se o retorno esperado da especulação no mercado a termo (definido logo adiante) pode ser interpretado unicamente como um prêmio de risco.

A hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio estabelece que, quando os agentes são neutros ao risco, não há custos de transação e o mercado é competitivo, o retorno esperado da especulação no mercado a termo será nulo. Neste caso, como será visto com mais detalhes na seção 6, a taxa de câmbio a termo contratada em t para vencimento em $t+k$ será um estimador não viesado da taxa de câmbio à vista em $t+k$. Quando as expectativas dos agentes são racionais, a hipótese de eficiência é equivalente ao teste de $H_0: a=0; b=1$ na equação

$$(1) s_{t+k} = a + b f_{t,k} + u_{t+k},$$

onde s_{t+k} é o logaritmo da taxa de câmbio à vista em $t+k$, $f_{t,k}$ é o logaritmo da taxa de câmbio a termo contratada em t para vencimento em $t+k$ e $\{u_t\}$ é um processo estocástico estacionário com média zero².

Considerando que as séries s_{t+k} e $f_{t,k}$ são $I(1)$ ³ e cointegradas – resultados padrões para países com câmbio flutuante –, surge o problema de endogeneidade no regressor $f_{t,k}$ (que será explicado na seção 4). Conseqüentemente, os coeficientes da equação (1) estimados por *OLS* terão um viés (que é chamado de viés de segunda ordem, dado que o estimador ainda é consistente), e as estatísticas “*t*” associadas a eles não terão uma distribuição assintoticamente normal centrada nos seus verdadeiros valores.

A necessidade de se trabalhar com dados diários (já que o período analisado compreende menos de quatro anos) causa mais um problema para a estimação dos coeficientes da equação (1). Dado que os contratos a termo comumente analisados são para um mês à frente ou mais, então a frequência dos dados não coincide com a maturidade dos contratos a termo – diz-se, neste caso, que as observações são sobrepostas. A consequência é que os resíduos da equação (1) serão correlacionados (ver seção 2), e o método de estimação utilizado deve levar em conta este fato.

Ainda com relação à estimação da equação (1), deve-se lembrar que as séries de taxa de câmbio são altamente voláteis (especialmente as de frequência diária), e os retornos correspondentes (isto é, a diferença em logaritmo) apresentam distribuições com caudas pesadas e leptocurtose. Este é o principal elemento que coloca em cheque a eficiência de uma análise tradicional de cointegração para se testar a hipótese de eficiência com base em

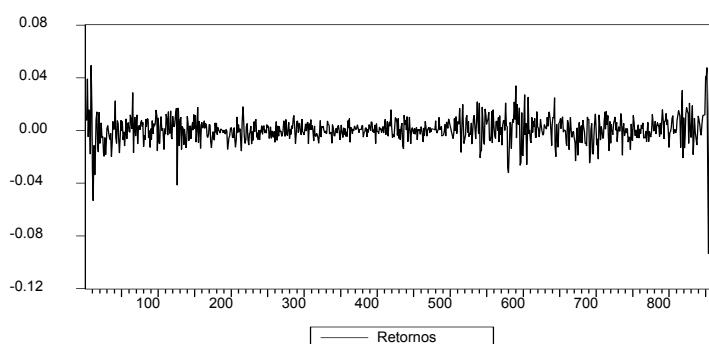
² A especificação logarítmica evita problemas decorrentes da desigualdade de Jensen – ver Obstfeld e Rogoff (1996: 586-8) a respeito do paradoxo de Siegel. No entanto, permanece em aberto a questão de se os agentes formam as suas expectativas das séries em logaritmo.

³ Utilizamos a notação padrão $I(d)$ para dizer que uma série é integrada de ordem d (torna-se estacionária após ser diferenciada d vezes).

(1). Dessa forma, um processo adequado de estimação deve, além de levar em conta os problemas mencionados nos dois parágrafos acima, ter um bom desempenho quando a distribuição dos dados não é normal.

Esta característica de alta volatilidade das séries de taxas de câmbio pode ser ilustrada com a construção de estimativas não-paramétricas da densidade dos retornos. Na Figura 1a, temos a série diária de retornos da taxa de câmbio à vista no Brasil, para o período de 19/02/1999 a 20/08/2002, mostrando presença forte de *outliers*. Na Figura 1b, uma estimação não-paramétrica da densidade dos retornos é comparada com uma densidade normal (com média e desvio-padrão amostrais). Claramente, a densidade não-paramétrica apresenta caudas mais pesadas e leptocurtose com relação à distribuição normal ajustada aos dados.

(1a) Retornos da taxa à vista



(1b) Densidades

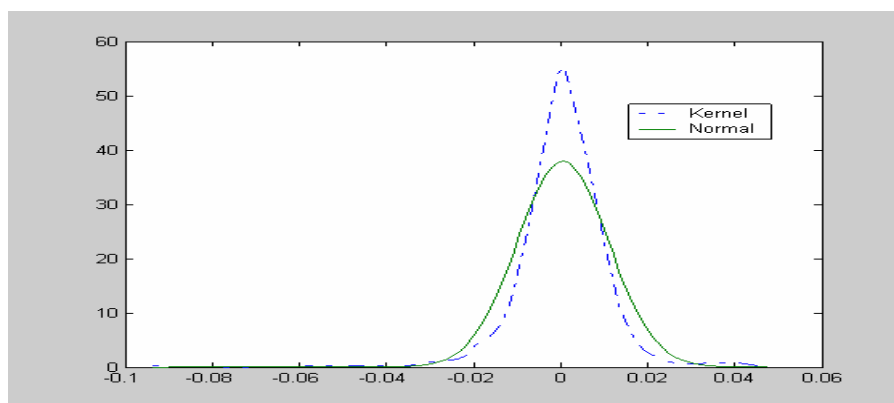


Figura 1: retornos e densidades

O método utilizado para a estimação dos parâmetros em (1) será o *FM-LAD*⁴ proposto por Phillips (1995a), que é uma variação do método *FM-OLS*⁵ de Phillips e Hansen (1990). Estes métodos são modificações dos bem conhecidos procedimentos *LAD* e *OLS* (estes últimos aplicados no contexto de séries estacionárias). Eles permitem que se trabalhe com as séries não-estacionárias no nível (ou seja, sem diferenciar) e utilizam uma abordagem semi-paramétrica para corrigir os problemas de endogeneidade, correlação serial dos erros e correlação serial dos choques (primeira diferença) nos regressores; além do mais, as estatísticas “t” correspondentes distribuem-se assintoticamente como uma normal padrão. O método *FM-LAD* tem a propriedade adicional de ser um estimador robusto em um contexto de distribuições com caudas pesadas, ou seja, é um estimador menos sensível (em relação ao *FM-OLS*) à presença de *outliers*.

Agora, definamos

⁴ Sigla para *fully modified least absolute deviations*.

⁵ Sigla para *fully modified ordinary least squares*.

$$(2) r_{t,k} = f_{t,k} - E_t[S_{t+k}]$$

como o retorno esperado da especulação no mercado a termo de câmbio. Então, alternativamente, a hipótese de eficiência estabelece que $r_{t,k}=0$. No entanto, *para valores estimados de $r_{t,k}$ diferentes de zero, não necessariamente se concluirá que o mercado a termo de câmbio é ineficiente*, porque o termo $r_{t,k}$ pode ser interpretado como um prêmio de risco ou como uma medida de ineficiência de mercado.

Se o retorno esperado da especulação no mercado a termo é interpretado como um prêmio de risco, então valores de $r_{t,k}$ diferentes de zero não implicam em ineficiência de mercado – ou seja, não interferem na hipótese de que os agentes utilizam racionalmente toda a informação disponível para a formação de preços –, mas sim na rejeição da hipótese de que os agentes são neutros em relação ao risco.

O caso que surge, assim, é a necessidade de distinguir o que é prêmio de risco e o que é medida de ineficiência em $r_{t,k}$. Esta tarefa tem se mostrado bastante difícil na literatura (ver, a esse respeito, Hai et al. (1997)), e este estudo não tem a pretensão de desvendá-la. Tentaremos, no entanto, investigar algumas propriedades da série estimada de $r_{t,k}$ para saber se ela é representativa de um prêmio de risco cambial (seção 6). Caso ela não seja condizente com um prêmio de risco, então ela reflete algum grau de ineficiência de mercado.

O estudo se estende em mais cinco seções e um apêndice. Na seção 2, são especificados os dados, com especial importância para a construção das taxas a termo e para a coordenação das taxas à vista com as taxas a termo. Testes acerca da ordem de integração das séries e da cointegração entre as taxas à vista e a termo são conduzidos na

seção 3. A seção 4 é uma breve apresentação do problema da endogeneidade e dos métodos de estimação *FM-OLS* e *FM-LAD*. Os resultados do teste de eficiência no mercado a termo são apresentados na seção 5. Na seção 6, são discutidas algumas questões relativas à hipótese de eficiência; no final desta seção, é sugerido um caminho para determinar se o retorno esperado da especulação no mercado a termo de câmbio é puramente um prêmio de risco ou contém alguma medida de ineficiência de mercado. Na seção 7 estão as principais conclusões do estudo.

2. OS DADOS

O conjunto de dados abrange o período de 18/01/1999 (começo do período de flutuação livre do câmbio) até 20/08/2002. As séries de taxa de câmbio (reais por dólar) são diárias. A hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio será testada com a utilização das taxas a termo para um mês e dois meses à frente. Desta forma, a estimação da equação (1) utilizará uma amostra de 866 observações para o caso da taxa a termo de um mês e 845 observações para o caso da taxa a termo de dois meses.

Diante da natureza deste conjunto de dados, é preciso lembrar duas questões econométricas já amplamente difundidas na literatura sobre eficiência no mercado a termo. Primeiro, as observações são sobrepostas, ou seja, o prazo do contrato a termo excede o intervalo entre as observações. Hansen e Hodrick (1980) mostram que observações sobrepostas induzem efeitos de média móvel – em outras palavras, os resíduos da equação (1) serão autocorrelacionados porque contêm um conjunto de informações em comum. Será visto na seção 4 que, nos métodos de estimação utilizados nesta análise (*FM-OLS* e *FM-LAD*), os desvios-padrão dos coeficientes estimados são corrigidos levando em conta a autocorrelação dos resíduos.

Segundo, *não* é feita a coordenação exata da taxa a termo com a data de liquidação do contrato a termo. Ou seja, a taxa s_{t+k} na equação (1) não está necessariamente na data de liquidação da taxa $f_{t,k}$. O procedimento adotado foi a utilização de um k fixo de 21 (dias úteis) para a equação que utiliza a taxa a termo de um mês, e um k de 42 para a equação com a taxa a termo de dois meses. No entanto, como argumentado por Phillips *et al.* (1996), a coordenação exata não é importante para as boas propriedades dos estimadores *FM-OLS* e *FM-LAD*. Isso porque a relação de cointegração expressa em (1) não é afetada por

mudanças finitas no “timing” de s_{t+k} e, ainda, os efeitos adicionais de média móvel, acarretados pela falta de coordenação exata, são corrigidos pelo tratamento não paramétrico que é dado aos resíduos da equação (1) e aos choques (primeira diferença) nos regressores.

A taxa de câmbio à vista utilizada nesta análise é a *PTAX* de venda, que é a taxa de câmbio média de venda para um dia inteiro de negociação. Esta taxa é calculada pelo Banco Central do Brasil e é utilizada para liquidação dos contratos futuros de câmbio.

A taxa de câmbio a termo foi construída a partir do mercado de *swaps*, como será explicado logo adiante. Este procedimento se torna necessário porque não existe um mercado de dólar a termo expressivo no Brasil. Existe um mercado futuro, com contratos que vencem sempre no primeiro dia útil de cada mês. No entanto, quando se trabalha com dados diários, o dólar a termo também deve ser diário – ou seja, para cada dia, deve haver uma medida do valor médio do dólar contratado pelos agentes econômicos para, digamos, um mês à frente⁶.

São utilizadas, para a construção da taxa de câmbio a termo, as cotações de dois tipos de *swaps* registrados na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F): *PRExDI* e *DIxDOL*⁷. O *swap PRExDI* envolve a troca entre rentabilidades de uma taxa de juros pré-fixada e da taxa de juros dos depósitos interbancários (pós-fixada); a convenção de mercado é cotar este *swap* pela taxa pré-fixada (que chamaremos de *PRE*). O *swap DIxDOL* envolve a troca entre rentabilidades da taxa pós-fixada, de um lado, e da variação da taxa de câmbio mais uma taxa pré-fixada (o chamado cupom cambial), de outro lado; a cotação deste *swap* é o cupom cambial (que chamaremos de *CUPOM*).

⁶ Alternativamente, uma medida diária do câmbio a termo poderia ter sido obtida via interpolação de cotações do dólar futuro. No entanto, não há consenso a respeito da melhor forma de construir a taxa a termo de câmbio.

⁷ Note-se que, embora sejam registrados na BM&F, os *swaps* são contratos de balcão.

O que se pretende com o uso de *swaps* é obter uma expectativa dos agentes para a variação da taxa de câmbio e, a partir desta expectativa, construir a taxa a termo. Considerando que não há oportunidades de arbitragem no mercado de *swaps*, a expectativa de variação da taxa de câmbio de t para $t+k$ é igual à razão entre (a soma de 1 mais) a taxa *PRE* e o *CUPOM*. Assim, a taxa de câmbio a termo é dada por

$$(3) F_{t,k} = S_{t-1} [(1+PRE)_{t,k} / (1+CUPOM)_{t,k}] ,$$

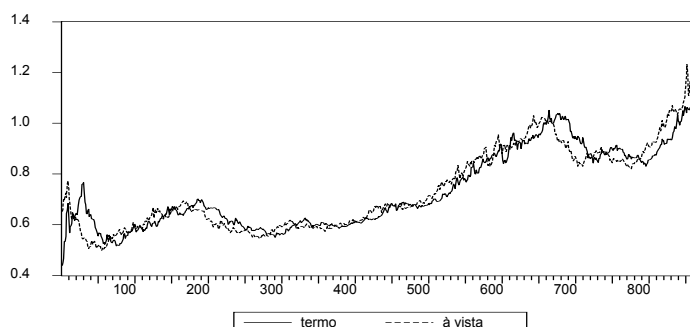
onde $F_{t,k}$ é a taxa de câmbio a termo contratada em t para vencimento em $t+k$, e S_{t-1} é a taxa de câmbio à vista em $t-1$.

Nesta equação, usa-se S_{t-1} no lugar de S_t (que seria o mais intuitivo). Isso acontece porque os contratos de *swap* são liquidados usando-se como referência a taxa de câmbio à vista do dia anterior ao dia do contrato. Pelo mesmo motivo, o cupom cambial utilizado na equação é comumente chamado de “cupom sujo”. O “cupom limpo” seria igual ao CUPOM (sujo) multiplicado por S_t / S_{t-1} .

3. COINTEGRAÇÃO DAS TAXAS À VISTA E A TERMO

Para países de câmbio flutuante, o resultado geral encontrado na literatura internacional é o de que as taxas a termo e à vista são $I(1)$ e cointegradas. O instrumental teórico desenvolvido para estimar (1) de forma não viesada e eficiente tem este resultado como ponto de partida. Portanto, é preciso saber se estas mesmas características se aplicam às séries do recente período de câmbio flutuante no Brasil. Na Figura 2, são apresentados os gráficos das séries de taxa de câmbio à vista (s_{t+k}) e a termo ($f_{t,k}$), em logaritmo, utilizadas no estudo (período de 18/01/1999 a 20/08/2002).

(2a) Prazo de um mês



(2b) Prazo de dois meses

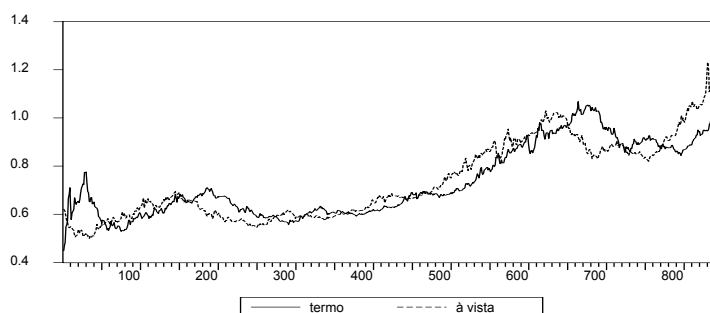


Figura 2: taxas à vista e a termo

Foram conduzidos testes de Dickey e Pantula (1987) (*DP*) para testar a hipótese nula de *duas* raízes unitárias (contra *uma* raiz unitária) e a hipótese nula de *uma* raiz unitária (contra *nenhuma* raiz unitária). Testes do tipo *ADF* também foram feitos para testar a presença de uma raiz unitária. Os valores críticos para ambos os testes estão em Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981). Os modelos não possuem termos deterministas. O número de defasagens foi determinado pelos seguintes critérios: (i) significância estatística (teste “t”) da última defasagem, (ii) os resíduos devem ser não-autocorrelacionados e (iii) *BIC*. As estatísticas dos testes e os seus valores críticos estão na Tabela 1.

Tabela 1 - Testes de raiz unitária

Série	DP (Ho: 2RU)	Lags	VC (5%)	DP (Ho: 1RU)	Lags	VC (5%)	ADF	Lags	VC (5%)
s_{t+k}	-23,84	1	-1,94	1,67	1	-1,94	1,67	2	-1,94
$f_{t,k}$ (30 dias)	-26,55	0	-1,94	1,60	0	-1,94	1,60	1	-1,94
$f_{t,k}$ (60 dias)	-25,93	0	-1,94	1,45	0	-1,94	1,45	1	-1,94

Para testar a hipótese de cointegração entre s_{t+k} e $f_{t,k}$, foram adotados dois procedimentos. Primeiro, teste *ADF* sobre os resíduos da equação (1) estimada por *OLS*, com valores críticos em Engle e Yoo (1987). Segundo, procedimento de Johansen para análise de cointegração, com valores críticos para a estatística do traço em Johansen (1995). Para o teste *ADF* sobre os resíduos, o número de defasagens dos modelos foi determinado pelos mesmos critérios citados no parágrafo anterior; os resultados encontram-se na Tabela 2. A ordem do modelo *VAR* estimado para o procedimento de Johansen foi determinada pelo critério *BIC* e pelo teste de redução de sistema do software *PcFiml*, e o modelo *VEC*

correspondente tem uma constante dentro e fora do vetor de cointegração; os resultados estão na Tabela 3.

Tabela 2 - Teste de cointegração baseado nos resíduos de (1)

Prazo do contrato a termo (em dias)	ADF	Lags	VC (5%)
30	-4,08	8	-3,37
60	-3,57	1	-3,37

Tabela 3 - Teste de cointegração (procedimento de Johansen)

Prazo do contrato a termo (em dias)	Ordem do VAR	Estatística do traço		VC (5%)	
		rank<=0	rank<=1	rank<=0	rank<=1
30	3	54,58	0,31	15,4	3,8
60	3	41,71	0,03	15,4	3,8

Todos os testes conduzidos *não* rejeitam as hipóteses de que as séries s_{t+k} e $f_{t,k}$ são I(1) e cointegradas. Deve-se, evidentemente, levar em conta as fragilidades dos testes conduzidos. Particularmente, a alta volatilidade das séries s_{t+k} e $f_{t,k}$ e dos resíduos de (1) prejudicam a eficiência dos testes *ADF* e do procedimento de Johansen.

Ainda, os testes de raiz unitária têm baixo poder. No entanto, este não parece ser um grande problema no contexto deste estudo. Para o caso das séries s_{t+k} e $f_{t,k}$, os testes não rejeitaram a hipótese de uma raiz unitária, mas não há motivos para se acreditar que essas séries sejam estacionárias. Já no caso dos resíduos de (1), os testes rejeitaram a hipótese de uma raiz unitária – e, como os testes têm baixo poder, o resultado é razoavelmente confiável.

4. ENDOGENEIDADE E OS ESTIMADORES *FM*

Utilizando-se métodos como OLS e LAD, as estimativas dos parâmetros da relação de cointegração expressa em (1) só serão não-viesadas se o regressor $f_{t,k}$ for fracamente exógeno com relação aos parâmetros de interesse. Neste caso, as estatísticas “t” correspondentes serão válidas para inferência.

No entanto, de uma forma genérica, relações de cointegração entre variáveis não-estacionárias levam à endogeneidade dos regressores. Conseqüentemente, os parâmetros estimados por *OLS* ou *LAD* apresentarão um viés (de segunda ordem, dado que ainda serão estimadores consistentes). Para ilustrar melhor a questão, consideremos o sistema cointegrado

$$(4a) \quad y_t = x_t' \beta + u_{0t};$$

$$(4b) \quad \Delta x_t = u_{xt},$$

onde y_t é $I(1)$, x_t é um vetor $m_x \times 1$ de regressores $I(1)$ e $u_t = (u_{0t}, u_{xt})'$ é um vetor $m \times 1$ de séries estacionárias, com $m = 1 + m_x$.

Há dois fatores potencialmente causadores de endogeneidade nos regressores x_t . O primeiro é chamado de simultaneidade, e ocorre quando há uma correlação contemporânea entre u_{0t} e u_{xt} . Como x_t é “parte” de u_{xt} (dado que $\Delta x_t = u_{xt}$), então x_t e u_{0t} também serão contemporaneamente correlacionados e, portanto, x_t não será fracamente exógeno.

O segundo ocorre quando a estrutura de correlação serial em u_t induz relações de longo prazo e, por consequência, a endogeneidade nos regressores. Patterson (2000) considera o exemplo em que u_t é gerado por

$$(5a) \quad u_{ot} = \zeta_t;$$

$$(5b) \quad u_{xt} = \eta_t + \theta\zeta_{t-1},$$

ou seja, u_t segue um processo MA(1):

$$(6) \quad \begin{bmatrix} u_{ot} \\ u_{xt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \theta & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_{t-1} \\ \eta_{t-1} \end{bmatrix}.$$

Juntando (4) e (5), podemos escrever:

$$(7) \quad x_t - x_{t-1} = \theta(y_{t-1} - x'_{t-1}\beta) + \eta_t.$$

A expressão (7) mostra que x_t depende da relação de cointegração (4a), com coeficiente de cointegração β ; portanto, x_t não pode ser fracamente exógeno com relação a β .

Assim, as conexões entre as equações (4a) e (4b) aparecem sob a forma de correlação entre u_{ot} e u_{xt} – seja contemporânea ou não –, e são a origem do problema da endogeneidade. Portanto, um método para se estimar β de forma não-viesada deve levar em conta esta correlação.

Entre os métodos mais comumente utilizados para estimar uma relação de cointegração entre variáveis não-estacionárias, como em (4a), estão a regressão de posto reduzido de Johansen (1988) e o *FM-OLS* de Phillips e Hansen (1990). O método utilizado neste estudo será o *FM-LAD* de Phillips (1995a), que segue a linha do *FM-OLS* em determinado sentido, mas foi formulado especialmente para se ajustar a dados com presença relevante de *outliers*. Fazemos, então, uma breve descrição dos procedimentos *FM*.

Os estimadores *FM-OLS* e *FM-LAD* são modificações dos procedimentos usuais *OLS* e *LAD*, com correções para endogeneidade dos regressores, correlação serial dos choques nos regressores (u_{xt}) e correlação serial dos erros da equação a ser estimada (u_{ot}). Eles são procedimentos semi-paramétricos, porque tratam os efeitos de correlação no vetor u_t de forma não-paramétrica, mas os coeficientes estimados (vetor β em (4a)) são tratados de forma paramétrica.

Devido à natureza dinâmica das variáveis em questão, os elementos fundamentais para as correções envolvidas nos procedimentos *FM* são as matrizes de covariância de longo prazo. Respeitadas algumas condições técnicas sobre o processo u_t no sistema (4), a matriz de covariância de longo prazo de u_t existe e, particionada de acordo com u_t , é definida por

$$\Omega_{uu} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} E(u_0 u_k') = \begin{bmatrix} \Omega_{00} & \Omega_{0x} \\ \Omega_{x0} & \Omega_{xx} \end{bmatrix}.$$

Da mesma forma, pode-se definir a matriz parcial de covariância de longo prazo de u_t :

$$\Delta_{uu} = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_0 u_k') = \begin{bmatrix} \Delta_{00} & \Delta_{0x} \\ \Delta_{x0} & \Delta_{xx} \end{bmatrix}.$$

Seja $X'X = \sum_1^T x_t x_t'$ e $X'Y = \sum_1^T x_t y_t$, onde T é o tamanho da amostra. Então, o

parâmetro β estimado por *OLS* é dado por

$$(8) \beta_{OLS} = (X'X)^{-1} X'Y.$$

Quando há endogeneidade em x_t , o estimador β_{OLS} sofre de viés de segunda ordem e, conseqüentemente, suas propriedades assintóticas não permitem que se faça inferência utilizando uma distribuição normal padrão.

Consideremos, agora, a correção para endogeneidade através da seguinte modificação em y_t :

$$(9) y_t^+ = y_t - \Delta x_t' \hat{\Omega}_{xx}^{-1} \hat{\Omega}_{x0},$$

onde $\hat{\Omega}_{xx}$ e $\hat{\Omega}_{x0}$ são estimativas consistentes não-paramétricas de Ω_{xx} e Ω_{x0} .

O estimador *FM-OLS* é definido por

$$(10) \beta_{OLS}^+ = (X'X)^{-1} (X'Y^+ - T \hat{\Delta}_{x0}^+),$$

onde $\hat{\Delta}_{x0}^+$ é uma estimativa consistente não-paramétrica de $\Delta_{x0}^+ = \Delta_{x0} - \Delta_{xx}\Omega_{xx}^{-1}\Omega_{x0}$.

Quando o processo u_t tem variância finita, então o estimador *FM-OLS* apresenta, assintoticamente, uma distribuição normal mista, ou seja,

$$(11) (\beta_{OLS}^+ - \beta) \sim N[0; \omega_{00.x}(X'X)^{-1}],$$

onde $\omega_{00.x} = \Omega_{00} - \Omega_{0x}\Omega_{xx}^{-1}\Omega_{x0}$.

Dada a distribuição assintótica em (11), podem ser construídas, da forma usual, estatísticas de *Wald* para testar restrições sobre β e estatísticas “t” (que são assintoticamente $N(0, I)$).

O procedimento *FM-LAD* mantém a característica de robustez do *LAD*, aplicando correções para endogeneidade e efeitos de correlação serial na mesma linha do *FM-OLS*. Uma diferença é o fato de que o procedimento *FM-LAD* utiliza $v_t = \text{sign}(u_{0t})$ (ou seja, $v_t = 1$ para $u_{0t} \geq 0$ e $v_t = -1$ para $u_{0t} < 0$) para a construção das matrizes de covariância de longo prazo. Definindo $w_t = (v_t, u_{xt}')'$, então temos que

$$\Omega_{ww} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} E(w_0 w_k') = \begin{bmatrix} \Omega_{vv} & \Omega_{vx} \\ \Omega_{xv} & \Omega_{xx} \end{bmatrix},$$

$$\Delta_{ww} = \sum_{k=0}^{\infty} E(w_0 w_k') = \begin{bmatrix} \Delta_{vv} & \Delta_{vx} \\ \Delta_{xv} & \Delta_{xx} \end{bmatrix}.$$

O parâmetro β estimado por *LAD* é definido como a solução do problema de minimização

$$(12) \beta_{LAD} = \arg \min \left\{ \sum_1^T |y_t - x_t' \beta| \right\} .$$

O estimador *FM-LAD* é definido por

$$(13) \beta_{LAD}^+ = \beta_{LAD} - \left[2 \hat{h}(0) X' X \right]^{-1} T \hat{\Delta}_{xv}^{++} ,$$

onde $\hat{h}(0)$ é uma estimativa consistente não-paramétrica de $h(0)$, a densidade de u_{0t} na origem; $\hat{\Delta}_{xv}^{++}$ é uma estimativa consistente não-paramétrica de $\Delta_{xv}^{++} = (T^{-1} X' \Delta X - \Delta_{xx}) \Omega_{xx}^{-1} \Omega_{xv} + \Delta_{xv}$.

Respeitadas condições técnicas sobre u_t , o estimador *FM-LAD* também tem distribuição assintótica normal mista, ou seja,

$$(14) (\beta_{LAD}^+ - \beta) \sim N \left[0; (2h(0))^{-2} \omega_{vv.x} (X' X)^{-1} \right],$$

onde $\omega_{vv.x} = \Omega_{vv} - \Omega_{vx} \Omega_{xx}^{-1} \Omega_{xv}$.

Dada a distribuição assintótica em (14), seguem as mesmas implicações para a construção do teste de *Wald* e das estatísticas “t”.

É importante destacar que a abordagem não-paramétrica utilizada permite que os efeitos de endogeneidade e correlação serial sejam tratados de forma genérica, ou seja, não é especificada a estrutura do processo gerador de u_t . A respeito de estimações não-paramétricas, ver Phillips (1995b) e Andrews (1991). No Apêndice, estão detalhados os procedimentos não-paramétricos utilizados no estudo, bem como a programação dos estimadores em *MatLab*.

Por fim, resta lembrar que (4a) pode ser estendida para a presença de termos deterministas – neste estudo, em particular, a equação (1) apresenta um intercepto. No entanto, a inferência não é afetada pela presença de termos deterministas. Ainda, não é necessário fazer correções para endogeneidade nos componentes deterministas, e as fórmulas dos estimadores *FM* podem ser ajustadas para isso (ver Phillips (1995b) a esse respeito).

5. TESTE DE EFICIÊNCIA DO MERCADO A TERMO DE CÂMBIO

Na Tabela 4 estão apresentados os resultados da estimação da equação (1) por *OLS*, *FM-OLS*, *LAD* e *FM-LAD*, para os dois prazos do contrato a termo (um mês e dois meses, ou 30 e 60 dias corridos)⁸. O teste conjunto de eficiência é baseado na estatística de *Wald*. Os desvios-padrão, as estatísticas “t” e a estatística de *Wald* não são reportados para *OLS* e *LAD*, já que não são estatísticas apropriadas para se fazer inferência no contexto de dados não-estacionários e com correlação serial nos erros. Os coeficientes estimados por *OLS* e *LAD* são reportados porque, embora sofram de viés de segunda ordem, eles são estimadores consistentes.

Tabela 4 - Estimação da equação (1)

Prazo do contrato a termo (em dias)	Método de estimação	Parâmetros estimados, erros-padrão e estatísticas “t”						Teste conjunto de eficiência
		<i>a</i>	<i>s_a</i>	$t_a = a/s_a$	<i>b</i>	<i>s_b</i>	$t_b = (b-1)/s_b$	
30	OLS	-0,0038			1,0096			
	FM-OLS	-0,0309	0,0167	-1,8525 ^a	1,0468	0,0223	2,1035 ^c	5,4430
	LAD	-0,0158			1,0315			
	FM-LAD	-0,0435	0,0100	-4,3375 ^d	1,0692	0,0134	5,1706 ^d	39,2462 ^b
60	OLS	0,0141			0,9844			
	FM-OLS	-0,0588	0,0510	-1,1533	1,0822	0,0679	1,2096	1,4900
	LAD	0,0159			0,9951			
	FM-LAD	-0,0316	0,0222	-1,4212	1,0596	0,0296	2,0129 ^c	11,8273 ^b

Significância teste unicaudal: ^a 5%, ^b 1%

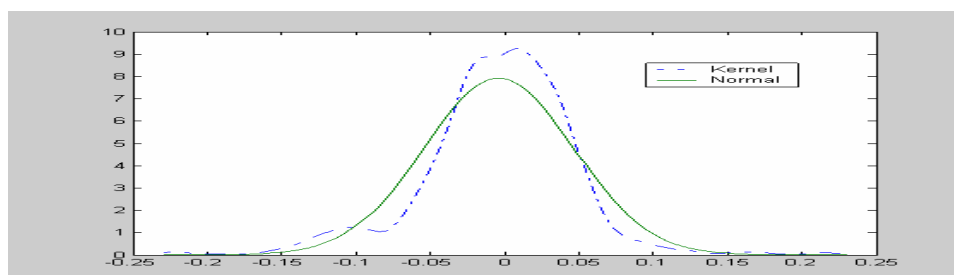
Significância teste bicaudal: ^c 5%, ^d 1%

Para ambos os prazos do contrato a termo, a hipótese de eficiência é rejeitada quando a equação (1) é estimada pelo método *FM-LAD*. Por outro lado, quando se usa o método *FM-OLS*, a hipótese de eficiência não é rejeitada.

⁸ Ver Apêndice a respeito da programação dos métodos *FM-OLS* e *FM-LAD*.

Esta discrepância sugere que é importante a utilização de um método de estimação estatisticamente robusto para dados de alta frequência do mercado de câmbio. Este argumento se torna mais convincente se olharmos para as estimativas não-paramétricas das densidades dos resíduos da equação (1) (estimada por *LAD*) e dos choques no regressor (ou seja, da primeira diferença da taxa a termo em log). A Figura 3 mostra as densidades não-paramétrica (kernel normal) e paramétrica (normal com média e desvio-padrão amostrais) dos resíduos e dos choques, para dados com prazo a termo de um mês. A Figura 4 faz o mesmo para o prazo de dois meses. As características de caudas pesadas e leptocurtose das distribuições das séries tornam-se claras nas densidades não-paramétricas estimadas.

(3a) Resíduos



(3b) Choques

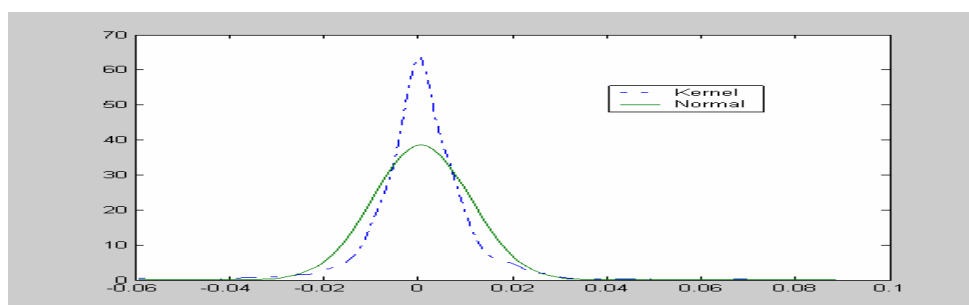
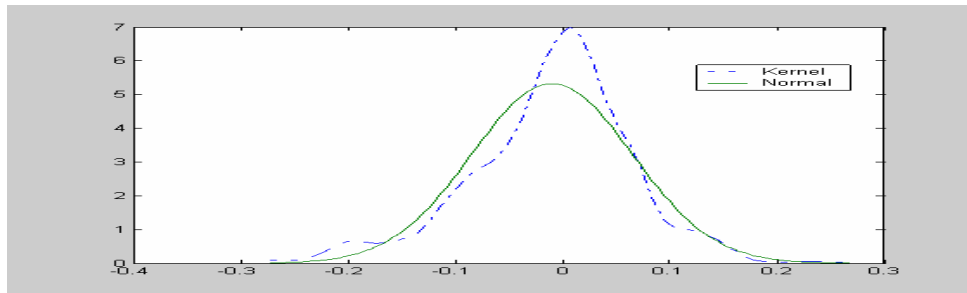


Figura 3: densidades dos resíduos e dos choques (prazo de um mês)

(4a) Resíduos



(4b) Choques

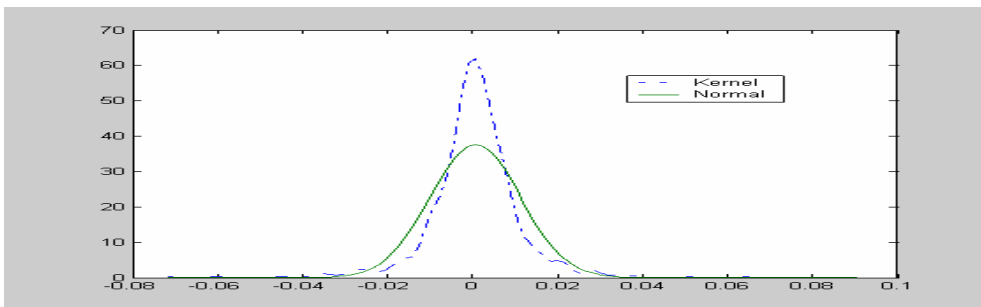


Figura 4: densidades dos resíduos e dos choques (prazo de dois meses)

Também para ambos os prazos do contrato a termo, é rejeitada a hipótese de que o parâmetro b estimado por $FM-LAD$ é igual a 1. Este fato é importante para determinar as propriedades estatísticas do retorno esperado da especulação no mercado a termo. A partir de (1) e (2), $r_{t,k}$ pode ser escrito como

$$(15) r_{t,k} = -a + (1-b) f_{t,k} - E_t[u_{t+k}].$$

Segue de (15) que, para valores estimados de b diferentes de 1, a série $r_{t,k}$ será não-estacionária. *Portanto, conclui-se que, para os termos de 30 e 60 dias, o retorno esperado da especulação no mercado a termo é não-estacionário.*

Por fim, cabe destacar que a hipótese de eficiência é mais fortemente rejeitada quando o prazo é menor (30 dias), essencialmente porque os desvios-padrão são menores neste caso. Com efeito, os desvios-padrão dos coeficientes estimados quando o prazo é de 60 dias são mais do que o dobro dos desvios para o prazo de 30 dias – notando-se, ainda, que a hipótese de que $a=0$ não é rejeitada para o prazo de 60 dias.

Assim, como a diferença está nos desvios-padrão, não seria correto afirmar que, quanto maior o prazo do contrato a termo, maior será a probabilidade de que o mercado a termo seja eficiente. A ocorrência de um pior ajustamento dos dados ao modelo especificado em (1), para prazos maiores, seria uma explicação mais plausível.

6. DESDOBRAMENTOS DA HIPÓTESE DE EFICIÊNCIA

Até este ponto do estudo, a discussão se concentrou sobre o procedimento estatístico mais apropriado para estimar os parâmetros da equação (1) e testar a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio. Algumas questões relacionadas à hipótese de eficiência, e que são amplamente discutidas na literatura de finanças e macroeconomia aberta, foram deixadas de lado, propositalmente, com o intuito de manter o foco na questão central do estudo. Nesta seção, no entanto, procuraremos abordar, mesmo que de forma sucinta, três destas questões: os passos que levam à especificação de (1) para o teste de eficiência, a metodologia de Fama (1984) e, por fim, o significado e as propriedades estatísticas do retorno esperado da especulação no mercado a termo ($r_{t,k}$).

6.1. A construção do teste da hipótese de eficiência

Começemos com os pressupostos que levam à formulação de (1) para testar a hipótese de eficiência. Seja S_t a taxa de câmbio (reais por dólar) à vista em t , $F_{t,k}$ a taxa de câmbio a termo contratada em t para liquidação em $t+k$, $s_t = \log(S_t)$ e $f_{t,k} = \log(F_{t,k})$. Se os agentes têm expectativas racionais, então

$$(16) s_{t+k} = E_t[s_{t+k}] + e_{t+k} ,$$

onde $\{e_t\}$ é um processo estocástico estacionário com média zero. Note que, quando há observações sobrepostas, a possibilidade de $\{e_t\}$ ser autocorrelacionado não inviabiliza a hipótese de expectativas racionais.

A diferença $f_{t,k} - s_{t+k}$ é uma medida do retorno *realizado* da especulação no mercado a termo. A hipótese de eficiência diz que, quando os agentes são neutros ao risco, o mercado é competitivo e os custos de transação são iguais a zero, o retorno *esperado* da especulação no mercado a termo será zero, ou seja,

$$(17) f_{t,k} - E_t[s_{t+k}] = r_{t,k} = 0.$$

A combinação de (16) e (17) leva à especificação de (1) para testar a hipótese de eficiência. Portanto, fica claro neste ponto que o teste de $H_0: a=0; b=1$ em (1) é o teste conjunto de (i) eficiência do mercado a termo de câmbio e (ii) expectativas racionais.

6.2. A metodologia de Fama

Há uma especificação alternativa a (1), primeiramente desenvolvida por Fama (1984), que também é usada para testar a hipótese de eficiência do mercado a termo de câmbio. A hipótese é equivalente ao teste de $H_0: c=0; d=1$ na equação

$$(18) (s_{t+k} - s_t) = c + d(f_{t,k} - s_t) + \varepsilon_{t+k}.$$

É preciso que se explique claramente os reais propósitos da especificação acima. Dois pontos são cruciais. Primeiro, a estimação de (18) foi originalmente proposta com o objetivo de identificar o comportamento dos componentes da taxa a termo, quais sejam, a expectativa da taxa à vista no futuro e o retorno esperado da especulação no mercado a

termo. Segundo, mesmo que agora as séries sejam estacionárias, os parâmetros de (18) estimados por *OLS* (ou *LAD*, ou *GLS*) serão viesados e inconsistentes – portanto, a especificação não é apropriada para testar a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio. Vejamos com mais detalhes estes dois pontos.

Em seu artigo clássico, Fama pressupõe que o mercado é eficiente e que o retorno esperado da especulação no mercado a termo ($r_{t,k}$) é um prêmio de risco. A partir destes pressupostos, decompõe a taxa a termo como sendo a soma da expectativa da taxa à vista no futuro mais o prêmio de risco; ou, alternativamente, decompõe o *forward premium* como sendo a soma da taxa de depreciação esperada mais o prêmio de risco:

$$(19) f_{t,k} - s_t = E_t[s_{t+k} - s_t] + r_{t,k}.$$

Condicional às estimativas (por *OLS*) negativas para d em (18), as principais conclusões do artigo são: (i) o prêmio de risco é negativamente correlacionado com a taxa de depreciação esperada e (ii) o prêmio de risco é mais volátil do que a taxa de depreciação esperada. Esta segunda conclusão, por sua vez, leva ao resultado de que a maior parte da variação no *forward premium* é devida à variação no prêmio de risco.

No entanto, ao mesmo tempo em que outros estudos mostravam evidências de estimativas negativas para d em (18), principalmente para economias desenvolvidas de câmbio flutuante – confirmando, portanto, o resultado de Fama –, o uso de técnicas econométricas para lidar com séries não-estacionárias (utilizando a especificação em (1)) resultava em estimativas para o parâmetro b próximas de 1. Este aparente paradoxo,

comumente chamado de *forward premium puzzle*, é tratado com detalhes em Hai et al. (1997).

A explicação estatística para o *forward premium puzzle* é o fato de a série $(f_{t,k} - s_t)$ estar correlacionada com o termo ε_{t+k} em (18), ou seja, o regressor não é fracamente exógeno e conseqüentemente a estimativa de d por *OLS* é viesada. A falha na hipótese de exogeneidade fraca ocorre devido a um problema de simultaneidade, já que as séries $(s_{t+k} - s_t)$ e $(f_{t,k} - s_t)$ têm um componente comum. Como as séries são estacionárias, o viés é de primeira ordem e os estimadores são inconsistentes.

Embora o termo *forward premium puzzle* seja utilizado para as situações em que as estimativas de d são menores do que zero, pode ocorrer um *puzzle* análogo, mas com uma distinção – o sinal de \hat{d} não é negativo, embora esteja distante da unidade. Bansal e Dahlquist (2000) sugerem, utilizando uma amostra de 28 países, que estimativas negativas para d ocorrem em países classificados como desenvolvidos, enquanto estimativas positivas ocorrem em países classificados como emergentes.

Tabela 5 - Estimação da equação (18)

Prazo do contrato a termo (em dias)	Método de estimação	Defasagens var. dep.	Defasagens var. indep.	Parâmetros estimados, erros-padrão e estatísticas "t"					
				c	s_e	$t_e=c/s_e$	d	s_d	$t_d=d/s_d$
30	O L S	4	3	0,0007	0,0010	0,7478	0,2227	0,0596	3,7356 ^b
60	O L S	2	2	0,0035	0,0014	2,5260 ^a	0,1630	0,0561	2,9081 ^b

Significância teste bicaudal: ^a 5%, ^b 1%

No nosso estudo, o *puzzle* ocorre em conformidade com a evidência em Bansal e Dahlquist (2000). Ou seja, a estimação dos parâmetros em (1) por *FM-OLS* e *FM-LAD* leva a estimativas de b próximas de 1, como pode ser visto na Tabela 4; por outro lado, as estimativas de d em (18) por *OLS* são positivas e estão menos próximas da unidade, como pode ser visto na Tabela 5⁹.

6.3. O retorno esperado da especulação no mercado a termo

Sustentou-se neste estudo que a forma mais adequada de testar a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio é através da estimação da equação (1), utilizando-se um método que leve em conta os problemas de endogeneidade no regressor, autocorrelação dos resíduos e alta volatilidade das séries de taxa de câmbio. Para alcançar tais objetivos, foi utilizado o procedimento *FM-LAD*. O resultado foi a rejeição da hipótese de eficiência.

A rejeição da hipótese de eficiência implica que o retorno esperado da especulação no mercado a termo ($r_{t,k}$) assume valores diferentes de zero. No entanto, como já foi dito na seção 1, valores de $r_{t,k}$ diferentes de zero podem ser um indício de ineficiência de mercado e/ou da existência de um prêmio de risco. Ou seja, dada a rejeição da hipótese de eficiência, há três situações plausíveis: (A) $r_{t,k}$ é uma medida de ineficiência de mercado, (B) $r_{t,k}$ é uma

⁹ Devido à sobreposição dos dados, os resíduos em (18) serão autocorrelacionados. Os resultados dos testes de restrição de fatores comuns (COMFAC) indicaram que o modelo deve ser reespecificado; por isso, foram adicionadas à especificação em (18) defasagens das variáveis dependente e independente.

medida de ineficiência de mercado mais um prêmio de risco ou (C) o mercado é eficiente e $r_{t,k}$ é um prêmio de risco.¹⁰

É extremamente difícil produzir uma análise conclusiva a respeito de qual situação (A, B ou C) melhor explica $r_{t,k}$, principalmente pelo fato de $r_{t,k}$ ser uma variável não-observável. Pode-se assumir uma das situações como ponto de partida para uma análise – como fez Fama (1984), que tomou a situação C como pressuposto. Ou, então, pode-se investigar o sinal e as propriedades estatísticas de uma série estimada de $r_{t,k}$, e inferir se suas características são condizentes com aquelas de um prêmio de risco. É o que se tentará nas próximas linhas.

O ponto importante é o seguinte: quanto maiores os indícios de que $r_{t,k}$ seja um prêmio de risco, mais propensos estaremos a *não* rejeitar a hipótese de que o mercado a termo de câmbio é eficiente – estaremos, neste caso, interpretando $r_{t,k}$ como a manifestação da aversão ao risco dos agentes. Por outro lado, quanto menores os indícios de que $r_{t,k}$ seja um prêmio de risco, ficaremos mais propensos a rejeitar a hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio – permanecendo ignorantes, entretanto, quanto à natureza de $r_{t,k}$ (que pode ser uma medida de ineficiência ou, então, um misto de medida de ineficiência mais um prêmio de risco).

Assim, devemos investigar quais características uma série estimada de $r_{t,k}$ deve apresentar para ser interpretada como um prêmio de risco – que chamaremos, a partir de agora, de *prêmio de risco cambial*. Foge ao escopo deste estudo a modelagem do prêmio de risco cambial utilizando modelos de equilíbrio geral. Tampouco parece razoável relacionar a série $r_{t,k}$ a fundamentos macroeconômicos, considerando que a análise é de curto prazo e

¹⁰ Esta esquematização é bastante simplificada, mas suficiente para os propósitos deste estudo. Um tratamento mais detalhado sobre as várias discussões ao redor do termo $r_{t,k}$ pode ser encontrado em Ferreira (2000) e Miguel (1999).

de alta frequência. O que parece notável, entretanto, é que em uma peculiar economia emergente como a brasileira, uma série que representa o prêmio de risco cambial deveria apresentar duas características principais: ela deveria assumir valores positivos e ser não-estacionária.

O prêmio de risco no mercado a termo de câmbio deve ser positivo porque o agente que compra um contrato a termo de câmbio está comprando um seguro contra parte da incerteza da economia brasileira. A taxa de câmbio é medida em termos de reais/dólar e, teoricamente, o real é a moeda de risco nesta relação. Quem compra um contrato a termo de câmbio está, em outras palavras, utilizando reais para comprar dólares no futuro. Como o real é a moeda de risco, existe um risco considerável de que, no futuro, seja possível comprar uma quantidade de dólares no mercado à vista bem menor do que se compraria hoje. Os agentes sabem disso e, para se protegerem, compram contratos a termo. Como o contrato a termo se torna uma espécie de seguro nesta situação, eles aceitam pagar uma taxa a termo maior do que a expectativa da taxa à vista no vencimento do contrato – por isso o prêmio de risco cambial, como definido em (2), deve ser positivo.

Ainda, é comumente aceita a hipótese de que o prêmio de risco cambial depende dos mesmos fatores macroeconômicos fundamentais que determinam o *prêmio de risco país* – este último é o retorno “extra” (acima de uma taxa de juros externa livre de risco), em dólares, exigido pelos agentes para investir em ativos brasileiros. De fato, utilizando o conceito de paridade coberta de juros (PCJ), podemos escrever os prêmios de risco cambial e risco país como componentes da taxa de juros interna. Consideremos a PCJ adaptada para o caso brasileiro, dada por

$$(20) F_{t,k} / S_t = (1 + I_{t,k}) / (1 + I_{t,k}^*)(1 + P_{t,k}),$$

onde $I_{t,k}$ é a taxa de juros paga por ativos brasileiros de t para $t+k$, $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros paga por ativos externos de características similares (exceto pelo risco de *default*) de t para $t+k$, e $P_{t,k}$ é o prêmio de risco país de t para $t+k$. Em logaritmo, (20) pode ser escrita como

$$(21) f_{t,k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* - p_{t,k} ,$$

onde $i = \log(1+I)$, $i^* = \log(1+I^*)$ e $p = \log(1+P)$.

Agora, considerando que a PCJ é válida e utilizando (2), podemos escrever os prêmios de risco cambial e risco país como componentes da taxa de juros interna:

$$(22) i_{t,k} = i_{t,k}^* + E_t[s_{t+k} - s_t] + r_{t,k} + p_{t,k} .$$

Assim, se considerarmos que, em um país como o Brasil, uma medida diária de percepção de risco com relação ao país seja altamente volátil e não-estacionária, então deveríamos esperar que uma medida de risco cambial tenha as mesmas características. Particularmente, dado um prêmio de risco país não-estacionário, espera-se que o prêmio de risco cambial também seja não-estacionário.

O argumento de que o prêmio de risco país é não-estacionário se baseia no comportamento das cotações de títulos públicos brasileiros negociados no mercado internacional (por arbitragem, o prêmio em dólares pago por estes títulos deve ser igual ao prêmio em dólares pago pelos títulos no mercado interno). O índice *EMBI Brasil*¹¹ é uma

¹¹ Este índice (*Emerging Markets Bond Index – Brazil*), divulgado diariamente pelo Banco JPMorgan, pondera as cotações de alguns títulos brasileiros denominados em dólar para obter uma média do *spread* pago

medida do prêmio de risco país calculada com base nestas cotações, e é sabidamente não-estacionário (Figura 5).

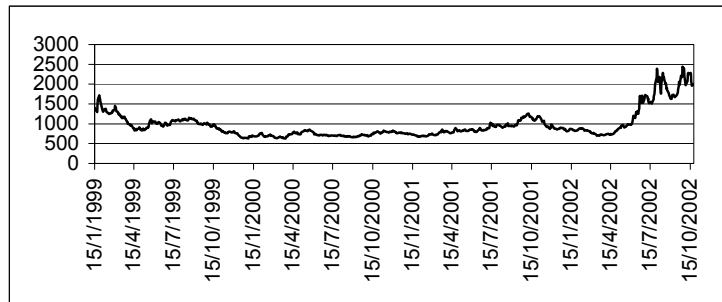
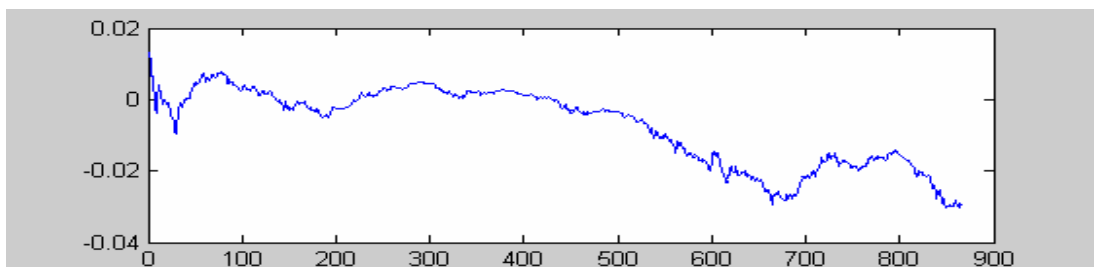


Figura 5: EMBI Brasil

Como foi visto na seção 5, a estimação da série $r_{t,k}$ pode ser feita a partir de (15).

Utilizando as estimativas do método *FM-LAD* (com $\hat{b} \neq 1$), chegamos à conclusão de que a série $r_{t,k}$ é não-estacionária, para ambos os prazos utilizados do contrato a termo. Por outro lado, na Figura 6 podemos ver que os valores estimados de $r_{t,k}$ são predominantemente negativos, como decorrência de $\hat{b} > 1$.

(6a) Prazo de um mês



por eles, ou seja, uma média do excesso de retorno em relação à taxa livre de risco (títulos dos EUA). Embora esta medida de risco país seja muito questionável, principalmente devido à heterogeneidade de títulos e prazos, ela parece ser um indicador razoável da percepção externa em relação ao risco de *default*.

(6b) Prazo de dois meses

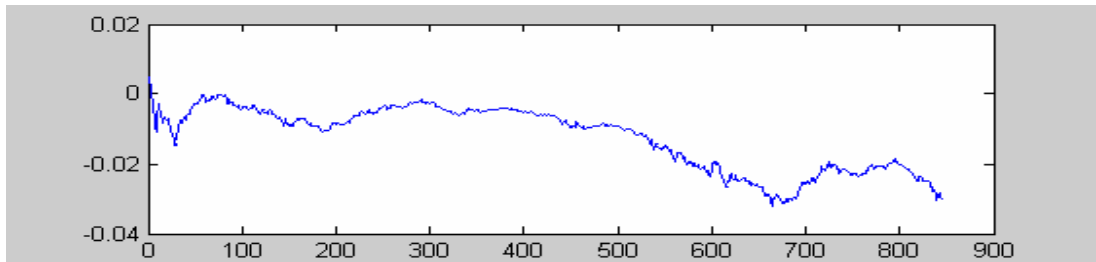


Figura 6: séries estimadas de $r_{t,k}$

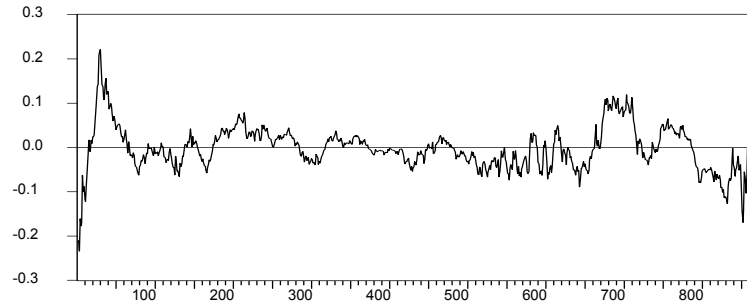
Deve-se lembrar, no entanto, que a estimação da série $r_{t,k}$ com base em (15) tem uma grande limitação, já os valores de $\hat{r}_{t,k}$ seguem uma relação constante com a taxa a termo – isso ocorre porque o valor esperado da taxa à vista é dado por (1). Embora não comprometa o resultado de que a série estimada de $r_{t,k}$ é não-estacionária, esta limitação “força” os valores estimados a serem negativos.

Poderíamos, alternativamente, estimar $r_{t,k}$ com base em um modelo de extração de sinal, como o desenvolvido por Wolff (1987) e utilizado no Brasil por Garcia e Olivares (2001). Esta abordagem, mais dinâmica, considera $r_{t,k}$ como sendo uma componente não-observável do *forward discount* ($f_{t,k} - s_{t+k}$), passível de ser estimada pelo filtro de Kalman. Uma vantagem desta abordagem é que se torna desnecessária a modelagem explícita do valor esperado da taxa à vista, como em (1) – embora seja necessária a imposição de um modelo *ARMA* para $r_{t,k}$.

No entanto, neste tipo de modelo, a estimativa resultante de $r_{t,k}$ é a série do *forward discount* suavizada. Como a preocupação agora é o sinal de $r_{t,k}$, basta olhar para as séries do

forward discount para concluir que os valores estimados de $r_{t,k}$ oscilariam entre positivos e negativos (Figura 7).

(7a) Prazo de um mês



(7b) Prazo de dois meses

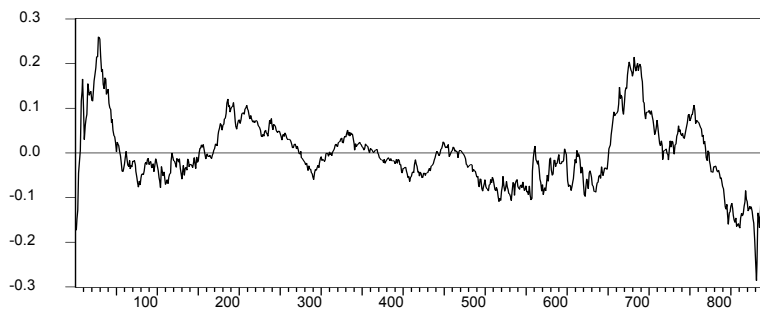


Figura 7: forward discount

Assim, embora a análise tenha concluído que a série estimada do retorno esperado da especulação no mercado a termo ($r_{t,k}$) seja não-estacionária, os valores negativos da série impedem que ela seja representativa de um prêmio de risco cambial em um país como o Brasil. Portanto, parece haver razões para que se acredite que o mercado a termo de câmbio no Brasil não é eficiente.

7. CONCLUSÃO

A utilização de um método de estimação estatisticamente robusto mostrou-se importante para o teste da hipótese de eficiência no mercado a termo de câmbio: a hipótese só foi rejeitada quando se usou o método robusto. Ainda, a comparação dos coeficientes estimados pelos métodos *FM* com os coeficientes estimados pelos métodos tradicionais (para séries estacionárias), que são significativamente diferentes, mostra o peso dos efeitos de endogeneidade do regressor e correlação serial (nos erros e na primeira diferença do regressor) sobre as estimativas dos parâmetros.

Como resultado secundário da rejeição da hipótese de eficiência, temos que a série estimada do retorno esperado da especulação no mercado a termo é não-estacionária. Este fato é relevante quando se tenta associar este retorno esperado a uma medida específica de risco país – medida não-estacionária – para poder interpreta-lo como um prêmio de risco cambial. Por outro lado, a ocorrência de valores negativos para a série estimada do retorno esperado indica que, em uma economia com as características da brasileira, não é razoável supor que a série seja representativa unicamente de um prêmio de risco cambial. Portanto, para o período de flutuação cambial no Brasil que se iniciou em 1999, há evidência de que o mercado a termo de câmbio não é eficiente.

Evidentemente, não se pode esquecer o fato de que não há cotações diárias de câmbio a termo no Brasil. O que se analisou neste estudo foi um mercado implícito de câmbio a termo, com cotações construídas com base no mercado de *swaps*. Uma sugestão para pesquisa posterior seria seguir a mesma linha de análise utilizando, entretanto, formas alternativas para construir a taxa de câmbio a termo – e testando, assim, a robustez dos resultados aqui encontrados a diferentes medidas do câmbio a termo.

APÊNDICE

Há dois tipos de procedimentos não-paramétricos envolvidos nos métodos *FM*, que são: (i) estimação das matrizes de covariância de longo prazo e (ii) estimação da densidade de probabilidade (na origem) dos erros da equação a ser estimada (este último somente para o *FM-LAD*). As estimações são feitas com o uso de funções do tipo *kernel*, que devem satisfazer algumas condições específicas (ver Phillips (1995b)).

Para ilustrar, consideremos o sistema (4). As estimações das matrizes de covariância de longo prazo, Ω e Δ , têm a forma geral

$$(A1) \quad \hat{\Omega} = \sum_{j=-T+1}^{T-1} w(j/K) \hat{\Gamma}(j) \quad \text{e} \quad \hat{\Delta} = \sum_{j=0}^{T-1} w(j/K) \hat{\Gamma}(j),$$

onde $w(\cdot)$ é uma função *kernel*, K é o parâmetro de truncagem (banda), T é o tamanho da amostra e $\hat{\Gamma}(j)$ é a covariância amostral de ordem j , dada por

$$(A2) \quad \hat{\Gamma}(j) = (T-j)^{-1} \sum' \hat{u}_t \hat{u}_{t+j},$$

onde \sum' significa soma sobre $1 \leq t, t+j \leq T$, e $\hat{u}_t = (\hat{u}_{ot}, u_{xt})'$ – o termo \hat{u}_{ot} é o resíduo da equação (4a) estimada por *OLS* (no caso do *FM-OLS*) ou por *LAD* (no caso no *FM-LAD*).

A função *kernel* utilizada foi do tipo *Parzen*:

$$(A3) \quad w(j/K) = \begin{cases} 1 - 6(j/K)^2 + 6|j/K|^3 & \text{para } 0 \leq |j/K| \leq 1/2, \\ 2(1 - |j/K|)^3 & \text{para } 1/2 \leq |j/K| \leq 1, \\ 0 & \text{caso contrário,} \end{cases}$$

com parâmetro de truncagem $K=T$.

A forma geral para a estimação da densidade de u_{0t} na origem, $h(0)$, é dada por

$$(A4) \quad h(0) = \frac{1}{TK} \sum_{t=1}^T w\left(\frac{0 - u_{0t}}{K}\right),$$

onde $w(q_t)$, $q_t = \frac{0 - u_{0t}}{K}$, é uma função *kernel*.

Para o valor de K , foi utilizado o parâmetro ótimo baseado na amostra proposto por Silverman (1986). A função *kernel* utilizada foi do tipo *Normal*:

$$(A5) \quad w(q_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} q_t^2\right).$$

A seguir, temos a rotina para o estimador *FM-OLS*, feita em *MatLab*:

```
load sf30.mat
M=SF30;
m=log(M);
T=size(m,1);
c=ones(T,1);
y=m(:,1);%spot exchange rates%
x=m(:,2);%forward exchange rates%
z=[c x];
z1=[c(2:T,1) x(2:T,1)];
ux=x(2:T,1)-x(1:T-1,1);%shocks in x%
```

```

ols=inv(z'*z)*z'*y;%OLS estimator%
uo=y-z*ols;%equation errors%
v=uo(2:T,1);

%elements for the construction of sample covariances S(j), with j<=0:%
for i=1:T-1
    a11(i)=v(i:T-1,1)*v(1:T-i,1);
    a12(i)=v(i:T-1,1)*ux(1:T-i,1);
    a21(i)=ux(i:T-1,1)*v(1:T-i,1);
    a22(i)=ux(i:T-1,1)*ux(1:T-i,1);
    b11(i)=a11(i)/(T-i);
    b12(i)=a12(i)/(T-i);
    b21(i)=a21(i)/(T-i);
    b22(i)=a22(i)/(T-i);
end

%elements for the construction of sample covariances S(j), with j>=0:%
for i=1:T-1
    c11(i)=v(1:T-i,1)*v(i:T-1,1);
    c12(i)=v(1:T-i,1)*ux(i:T-1,1);
    c21(i)=ux(1:T-i,1)*v(i:T-1,1);
    c22(i)=ux(1:T-i,1)*ux(i:T-1,1);
    d11(i)=c11(i)/(T-i);
    d12(i)=c12(i)/(T-i);
    d21(i)=c21(i)/(T-i);
    d22(i)=c22(i)/(T-i);
end

%Parzen kernel used in the estimation of lung-run covariance matrices, with bandwidth parameter equal to T:%
for j=0:T-2
    s(j+1)=j/(T-1);
end
for i=1:T-1
    if s(i)<1/2
        k(i)=1-6*(s(i)^2)+6*(s(i)^3);
    else
        k(i)=2*((1-s(i))^3);
    end
end

%elements for the construction of long-run covariance matrices:%
b=[b11(1,2:T-1);b12(1,2:T-1);b21(1,2:T-1);b22(1,2:T-1)];
d=[d11;d12;d21;d22];
B=k(1,2:T-1)*b';
D=k*d';

delta=[D(1,1:2);D(1,3:4)];%one-sided long-run covariance matrix%
omega=[B(1,1:2);B(1,3:4)]+[D(1,1:2);D(1,3:4)];%two-sided long-run covariance matrix%

deltaxvp=delta(2,1)-(delta(2,2)*inv(omega(2,2))*omega(2,1));

yp=y(2:T,1)-(ux*inv(omega(2,2))*omega(2,1));

%FM-OLS (fully modified OLS) estimator:%
fmols=inv(z1'*z1)*((z1'*yp)-(T*[0;deltaxvp]))

lrvarvp=omega(1,1)-(omega(1,2)*inv(omega(2,2))*omega(2,1));%conditional long-run variance of v%
varfmols=lrvarvp*inv(z1'*z1);%var-covar matrix for the FM-OLS estimator%
sdfmols1=sqrt(varfmols(1,1));%standard deviation of FM-OLS1 (intercept)%
sdfmols2=sqrt(varfmols(2,2));%standard deviation of FM-OLS2%

%t-ratios:%

```

```

tfmols1=fmols(1,1)/sdfmols1
tfmols2=(fmols(2,1)-1)/sdfmols2

%Wald test for the forward exchange market efficiency hypothesis:%
f=[fmols(1,1);(fmols(2,1)-1)];
F=[1 0;0 1];
wald=(f*inv(F*inv(z1'*z1)*F))/lrvarvp

r=z*(-f);%expected excess returns%

```

Por fim, segue a rotina para o estimador *FM-LAD*:

```

load sf30.mat
M=SF30;
band=0.0096;%data-based optimal bandwidth (Silverman,1986) used to estimate the density of uo at the origin (ho)%
m=log(M);
T=size(m,1);
c=ones(T,1);
y=m(:,1);%spot exchange rates%
x=m(:,2);%forward exchange rates%
z=[c x];
z1=[c(2:T,1) x(2:T,1)];
ux=x(2:T,1)-x(1:T-1,1);%shocks in x%

.....
function f=mod(w)
load sf30.mat
M=SF30;
m=log(M);
T=size(m,1);
c=ones(T,1);
y=m(:,1);
x=m(:,2);
f=sum(abs(y-w(1)*c-w(2)*x));
.....

w=fminsearch(@mod,[0,1]);%mod(w) is the objective function for the LAD (least absolute deviations) estimator%
lad=w';%LAD estimator%
uo=y-z*lad;%equation errors%
suo=sign(uo);
v=suo(2:T,1);
%elements for the construction of sample covariances S(j), with j<=0:%
for i=1:T-1
    a11(i)=v(i:T-1,1)*v(1:T-i,1);
    a12(i)=v(i:T-1,1)*ux(1:T-i,1);
    a21(i)=ux(i:T-1,1)*v(1:T-i,1);
    a22(i)=ux(i:T-1,1)*ux(1:T-i,1);
    b11(i)=a11(i)/(T-i);
    b12(i)=a12(i)/(T-i);
    b21(i)=a21(i)/(T-i);
    b22(i)=a22(i)/(T-i);
end

%elements for the construction of sample covariances S(j), with j>=0:%
for i=1:T-1

```

```

c11(i)=v(1:T-i,1)*v(i:T-1,1);
c12(i)=v(1:T-i,1)*ux(i:T-1,1);
c21(i)=ux(1:T-i,1)*v(i:T-1,1);
c22(i)=ux(1:T-i,1)*ux(i:T-1,1);
d11(i)=c11(i)/(T-i);
d12(i)=c12(i)/(T-i);
d21(i)=c21(i)/(T-i);
d22(i)=c22(i)/(T-i);
end

%Parzen kernel used in the estimation of long-run covariance matrices, with bandwidth parameter equal to T:%
for j=0:T-2
    s(j+1)=j/(T-1);
end
for i=1:T-1
    if s(i)<1/2
        k(i)=1-6*(s(i)^2)+6*(s(i)^3);
    else
        k(i)=2*((1-s(i))^3);
    end
end

%elements for the construction of long-run covariance matrices:%
b=[b11(1,2:T-1);b12(1,2:T-1);b21(1,2:T-1);b22(1,2:T-1)];
d=[d11;d12;d21;d22];
B=k(1,2:T-1)*b';
D=k*d';

delta=[D(1,1:2);D(1,3:4)];%one-sided long-run covariance matrix%
omega=[B(1,1:2);B(1,3:4)]+[D(1,1:2);D(1,3:4)];%two-sided long-run covariance matrix%

%Normal kernel used in the estimation of ho:%
for i=1:T
    arg(i)=(0-uo(i))/band;
    ker(i)=(1/sqrt(2*pi))*exp((-1/2)*(arg(i)^2));
end

ho=(1/(T*band))*sum(ker);%density of uo at the origin%

deltaxvp=delta(2,1)-(delta(2,2)*inv(omega(2,2))*omega(2,1));

%FM-LAD (fully modified LAD) estimator:%
fmlad=lad-(inv(2*ho*z1*z1)*([0;x(2:T,1)*ux*inv(omega(2,2))*omega(2,1)]+(T*[0;deltaxvp])))

lrvarvp=omega(1,1)-(omega(1,2)*inv(omega(2,2))*omega(2,1));%conditional long-run variance of v%
varfmlad=(lrvarvp/(4*(ho^2)))*inv(z1*z1);%var-covar matrix for the FM-LAD estimator%
sdfmlad1=sqrt(varfmlad(1,1));%standard deviation of FM-LAD1 (intercept)%
sdfmlad2=sqrt(varfmlad(2,2));%standard deviation of FM-LAD2%

%t-ratios:%
tfmlad1=fmlad(1,1)/sdfmlad1
tfmlad2=(fmlad(2,1)-1)/sdfmlad2

%Wald test for the forward exchange market efficiency hypothesis:%
f=[fmlad(1,1);(fmlad(2,1)-1)];
F=[1 0;0 1];
wald=(f'*inv(F*inv(4*(ho^2)*z1*z1)*F')*f)/lrvarvp

r=z*(-f);%expected excess returns%

```


REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrews, D. W. K. (1991) Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica* 59, 817-858.
- Bansal, R. & M. Dahlquist (2000) The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics* 51, 115-144.
- Dickey, D.A. & W. A. Fuller (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4), 1057-1073.
- Dickey, D. A. & S. Pantula (1987) Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 455-461.
- Engle, R. F. & B. S. Yoo (1987) Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics* 35(1), 143-159.
- Fama, E. (1984) Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics* 14, 319-338.
- Ferreira, M. S. (2000) Testes de eficiência do mercado futuro de câmbio brasileiro. *São Paulo. Dissertação de mestrado apresentada na FEA-USP.*
- Fuller, W. A. (1976) Introduction to statistical time series. *John Wiley, New York.*

Garcia, M. & G. Olivares (2001) O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia* 55(2), 151-182.

Hai, W.; Mark, N. C. & Y. Wu (1997) Understanding spot and forward exchange rate regressions. *Journal of Applied Econometrics* 12, 715-734.

Hansen, L. P. & R. J. Hodrick (1980) Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy* 88, 829-853.

Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

Johansen, S. (1995) Likelihood based inference in cointegrated vector autoregressive models. *Oxford University Press*.

Miguel, P. P. (1999) Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90. São Paulo. *Dissertação de mestrado apresentada na FEA-USP*.

Obstfeld, M. & K. Rogoff (1996) Foundations of international macroeconomics. *Cambridge, The MIT Press*.

Patterson, K. (2000) An introduction to applied econometrics: a time series approach.

- Phillips, P. C. B. & B. E. Hansen (1990) Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies* 57, 99-125.
- Phillips, P. C. B. (1995a) Robust nonstationary regression. *Econometric Theory* 11, 912-951.
- Phillips, P. C. B. (1995b) Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica* 63, 1023-1078.
- Phillips, P. C. B.; McFarland, J. W. & P. C. McMahon (1996) Robust tests of forward exchange market efficiency with empirical evidence from the 1920s. *Journal of Applied Econometrics* 11, 1-22.
- Silverman, B. W. (1986) Density estimation for statistics and data analysis. *Chapman and Hall, London*.
- Wolff, C. C. P. (1987) Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: a signal-extraction approach. *The Journal of Finance* 42, 395-406.