

Modelando o Prêmio pelo Risco Cambial no Brasil através de Modelos GARCH-M:

O Mercado Forward reflete a Visão dos Economistas?

Sumário: O presente estudo demonstra que o mercado brasileiro cambial de *forward* reflete adequadamente a visão dos economistas – obtida junto a pesquisas de mercado realizadas periodicamente pelo Banco Central do Brasil – quando se modela o prêmio pelo risco cambial através de modelos auto-regressivos condicionais generalizados de heteroscedasticidade na Média (GARCH-M).

Palavras-chaves: Prêmio pelo Risco Cambial – Modelos GARCH-M – Viés do Mercado *Forward* – Pesquisas de Mercado

Rogério I. Iuamoto

Fevereiro de 2009

EESP – Fundação Getulio Vargas

Mestrado Profissional em Finanças e Economia Empresarial

Iuamoto, Rogério Iwao.

Modelando o Prêmio pelo Risco Cambial no Brasil através de Modelos GARCH-M: O Mercado Forward reflete a Visão dos Economistas? / Rogério Iwao Iuamoto. - 2009.

44 f.

Orientador: Márcio Holland.

Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Risco cambial. 2. Administração cambial - Brasil. 3. Investimentos - Análise. 4. Câmbio - Brasil. I. Holland, Márcio. II. Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.745(81)

A Deus, meus pais e todas as pessoas que amo.

Índice

1. Introdução.....	5
2. Variáveis em Nível ou Primeira Diferença: O Teste do Viés para o Mercado Forward de Câmbio	6
3. O Teste de Não-Viés do Mercado Forward para a Taxa de Câmbio no Brasil	16
3.1 Amostra	17
3.2 Teste da Abordagem Tradicional	20
3.3 Resultados Empíricos para a Abordagem Tradicional.....	24
4. Teorias Alternativas	28
5. Abordagem do Prêmio pelo Risco Cambial.....	29
6. Modelo Auto-regressivo Condicional Generalizado de Heteroscedasticidade na Média (GARCH-M)	31
7. Resultados Empíricos para a Abordagem do Prêmio pelo Risco Cambial através dos Modelos GARCH-M (p,q)	32
8. Implicações para a Administração Pública	38
9. Conclusão.....	40
Bibliografia	43

1. Introdução

A violação da hipótese de não-viés do mercado de câmbio é amplamente reconhecida na literatura como algo comum em termos empíricos. Inúmeros estudos que testaram a validade de tal hipótese rejeitaram o não-viés para diversos países e horizontes de tempo. Para citar apenas alguns exemplos, ressaltam-se Wesso (1999), Garcia e Olivares (2001), Hodrick (1987), Fama (1984) e Frankel e Poonawala (2006). Entretanto, supor que o mercado é viesado significa dizer que as decisões dos agentes não são tomadas de forma racional, o que parece ser algo de validade duvidosa. Em linhas gerais, essa questão pode ser resumida, conforme Garcia e Olivares (2001), em:

“... por que as cotações dos mercados a termo ou futuro são estimadores viesados da taxa de câmbio a vigorar no futuro.”

A aparente lógica de que o preço de um contrato futuro seria uma boa estimativa do mercado para a taxa de câmbio à vista numa data futura se mostra bastante falha. Isso porque as razões que levam os investidores a entrarem no mercado a termo ou futuro são bem distintas: Especulação, *hedge* ou arbitragem. Um especulador compra ou vende esperando somente ganhar com o negócio. Um *hedger* aceita até perder dinheiro desde que a transação reduza o risco de sua carteira. Por outro lado, um arbitrador se aproveita de eventuais diferenças entre preços de um mesmo ativo em diferentes mercados, auferindo lucros sem risco. Assim, o preço a ser negociado no mercado futuro é uma combinação de diferentes expectativas e conjuntos de informação, os quais, geralmente, diferem. Somente por mera coincidência é que o preço do mercado a termo hoje representaria a média do preço à vista numa data futura.

Essa discrepância existe devido a dois principais aspectos: Investidores tomam decisões com base no *trade-off* entre retorno e risco esperado, além de se importarem somente com o risco não-diversificável (sistemático, na linguagem do CAPM¹) quando da alocação de recursos. A relação com o contrato a termo ou futuro de câmbio torna-se clara quando se pensa que este ativo (câmbio), como no caso brasileiro, apresenta uma correlação positiva com o risco agregado da economia. Em outras palavras, esse tipo de investimento é vencedor quando a maioria dos demais ativos perde em valor, sendo caracterizado no mercado financeiro como um instrumento de *hedge* ou seguro. É de se esperar também que, quanto mais longo o vencimento do contrato, maior o risco envolvido e, portanto, maior o prêmio (seguro) requerido. Nas palavras de Garcia e Olivares (2001):

“Esse prêmio de seguro é a cunha entre o preço do dólar futuro e a expectativa do dólar pronto no vencimento. Em períodos de maior incerteza, tal cunha aumenta, diminuindo em períodos menos conturbados da economia.”

¹ Para mais detalhes, ver Campbell, Lo e MacKinlay (1997).

Ao longo do tempo, várias teorias surgiram para explicar tal fenômeno, tais como a ineficiência do mercado, aprendizagem ou *Learning*, *Peso Problem*, comportamento irracional, existência de prêmio pelo risco cambial, entre outras.

O presente estudo se baseia na premissa de que existe um prêmio pelo risco cambial (muito embora as outras abordagens sejam apresentadas e discutidas também) e demonstra que o mercado brasileiro cambial de forward reflete adequadamente a visão dos economistas – obtida junto a pesquisas de mercado realizadas periodicamente pelo Banco Central do Brasil – quando se modela o prêmio pelo risco cambial através de modelos GARCH-M.

Na seção 2 a seguir, apresenta-se a argumentação teórica para se testar o viés do mercado *forward* através das variáveis em nível ou primeira diferença. Na seção 3, a metodologia para o teste do mercado forward brasileiro é descrita em detalhes. A amostra utilizada nos testes empíricos é apresentada na parte 3.1. Na seção 3.2, descreve-se o teste da abordagem tradicional, ou seja, assumindo a não existência do prêmio de risco. Os resultados econométricos são apresentados em 3.3. Na seção 4, teorias alternativas, tais como *Learning*, *Peso Problem*, irracionalidade do mercado e prêmio pelo risco cambial são discutidas brevemente. Na seção 5, a teoria do prêmio de risco é apresentada em detalhes. A descrição do modelo GARCH-M e os resultados empíricos obtidos são encontrados nas seções 6 e 7, respectivamente. As implicações para a administração pública são demonstradas na parte 8, seguido da conclusão na seção 9.

2. Variáveis em Nível ou Primeira Diferença: O Teste do Viés para o Mercado Forward de Câmbio

Em geral, o teste mais comum para se verificar o não-viés do mercado forward de câmbio é representado por:

$$E_t[S_{t+1}] = F_t \quad (1)$$

Em que:

E_t : Operador esperança dada toda informação disponível no instante “t”;

S_{t+1} : Taxa de câmbio em reais por dólares americanos “S” a vigorar na data “t+1”;

F_t : Taxa forward em reais por dólares americanos na data “t”.

Na literatura, geralmente são utilizados os logaritmos naturais das variáveis². Assim:

$$E_t[s_{t+1}] = f_t \quad (2)$$

Em que:

s_{t+1} : Logaritmo natural da taxa de câmbio em reais por dólares americanos “S” a vigorar na data “t+1”;

f_t : Logaritmo natural da taxa *forward* em reais por dólares americanos na data “t”.

Assim, é comum se testar o não-viés do mercado *forward* através da regressão abaixo:

$$E_t[s_{t+1}] = \alpha + \beta[f_t] + v_{t+1} \quad (3)$$

Em que:

α e β : Parâmetros da regressão

v_{t+1} : Ruído branco.

Contudo, como a estimativa de $E_t[s_{t+1}]$ é dada como sendo de difícil mensuração, vários autores trabalham com a hipótese de expectativas racionais. Matematicamente, isso equivale a:

$$s_{t+1} = E_t[s_{t+1}] + v_{t+1} \quad (4)$$

Ou seja, a taxa de câmbio em “t+1” nada mais é do que a esperança de s_{t+1} em “t” mais um ruído branco, implicando que, na média, o erro de mercado é nulo. Substituindo $E_t[s_{t+1}] = f_t$ na equação acima, temos:

$$s_{t+1} = f_t + v_{t+1} \quad (5)$$

² A transformação logarítmica possui propriedades matemáticas interessantes, além de suavizar a série de dados. Em certos casos, essa transformação é também utilizada para se reduzir a heteroscedasticidade.

Desta forma, assumindo a hipótese de expectativas racionais, o não-viés do mercado *forward* pode ser testado econometricamente através da seguinte regressão:

$$s_{t+1} = \alpha + \beta[f_t] + v_{t+1} \quad (6)$$

Segundo Meese e Singleton (1982), há fortes evidências de que as taxas de câmbio são, em geral, não-estacionárias. Desta forma, é universalmente comum se testar o não-viés do mercado *forward* através das primeiras diferenças, ou seja, subtraindo-se a taxa de câmbio *spot* de ambos os lados da equação.

$$E_t[s_{t+1} - s_t] = \alpha + \beta[f_t - s_t] + \omega_{t+1} \quad (7)$$

Em que:

ω_{t+1} : Ruído branco.

Ou ainda por expectativas racionais:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta[f_t - s_t] + \omega_{t+1} \quad (8)$$

A grande questão neste ponto é se o teste de não-viés do mercado *forward* deve ser conduzido com as variáveis em nível ou em primeira diferença. Segundo McCallum (1994), os testes na literatura se utilizam majoritariamente das equações em primeira diferença, seja quando se assume expectativas racionais ou *survey-based expectations*. Essa preferência explícita se deve ao fato de que as taxas de câmbio são não-estacionárias e, sob a hipótese nula, ambas as formas são equivalentes.

Thornton (2007) enfatiza que é bastante reconhecido na literatura o fato das estimativas não serem idênticas quando a hipótese nula é falsa; porém, enfatiza tal autor, o fato é que os coeficientes de inclinação não são comparáveis sobre a hipótese alternativa.

Segundo Thornton (2007), para se verificar que as estimativas dos coeficientes de inclinação das equações (6) e (8) não são nem mesmo comparáveis quando a hipótese nula não existe, deve-se notar que (6) é obtida depois de se impor normalização. Assim:

$$\lambda s_{t+1} = \alpha^* + \beta^*[f_t] + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

Em que:

ε_{t+1} : Ruído branco;

λ : Parâmetro de normalização.

Sendo que a normalização determina a unidade de medida e direção da minimização da soma dos quadrados dos resíduos. De outra forma:

$$s_{t+1} = \frac{\alpha^*}{\lambda} + \frac{\beta^*}{\lambda} [f_t] + \frac{\varepsilon_{t+1}}{\lambda} \quad (10)$$

No caso da estimação por mínimos quadrados, é comum a normalização antes de se estimar a equação (10) acima, sendo a forma mais conveniente e comum a utilização de $\lambda = 1$. Assim, a equação acima é igual a equação (6) e $v_t = \frac{\varepsilon_{t+1}}{\lambda}$ é a distância de uma projeção ortogonal de s_{t+1} sobre o espaço de f_t .

Esta análise pode ser aplicada na equação (8). Destarte, antes da normalização:

$$\theta(s_{t+1} - s_t) = \alpha^{**} + \beta^{**} [f_t - s_t] + \vartheta_{t+1} \quad (11)$$

Em que:

ϑ_{t+1} : Ruído branco;

θ : Parâmetro de normalização.

Logo, após a normalização:

$$(s_{t+1} - s_t) = \frac{\alpha^{**}}{\theta} + \frac{\beta^{**}}{\theta} [f_t - s_t] + \frac{\vartheta_{t+1}}{\theta} \quad (12)$$

Comumente, impõe-se que $\theta = 1$. Logo, a equação acima pode ser reescrita como:

$$(s_{t+1} - s_t) = \alpha'' + \beta'' [f_t - s_t] + \omega_t \quad (13)$$

Na qual ω_t é a distância de uma projeção ortogonal de $s_{t+1} - s_t$ sobre $f_t - s_t$. Nota-se que a equação (13) é idêntica á equação (8) exceto pelo fato de que β'' assumiu o lugar de β para enfatizar que os coeficientes em (6) e (8) podem ser diferentes. Na realidade, eles serão iguais se, e somente se, $\frac{\beta^*}{\lambda} = \frac{\beta^{**}}{\theta}$ e isso ocorrerá somente quando $\beta^* = \beta^{**}$ e $\lambda = \theta$. Em qualquer outro ponto no espaço que não $\beta = \beta'' = 1$, as estimativas do coeficiente de inclinação de (6) e

(8) são diferentes e nem mesmo comparáveis, haja vista ainda que elas possuem unidades de medida diferentes, sendo $v_t \neq \omega_t$.

Dado que (8) é comumente usada para se testar o não-viés do mercado *forward*, a não comparabilidade dos coeficientes de inclinação em (6) e (8) implica que (8) não pode ser utilizada em tais testes devido ao fato de que estimativas de β – equivalentes em (6) – não existem sobre a hipótese alternativa. As estimativas dos coeficientes de inclinação em (6) e (8) são equivalentes somente sobre a hipótese nula, sendo não comparáveis sobre a hipótese alternativa. Assim, conclui-se que, apesar da maioria dos testes serem conduzidos com (8), a hipótese de não-viés não pode ser testada com tal equação, sendo isso independente do fato de a taxa *spot/forward* serem determinadas por processos I(0) ou I(1). Portanto, a idéia de que (8) é um teste mais apropriado da hipótese de não-viés é simplesmente falsa.

A não comparabilidade de (6) e (8) explica o porquê das estimativas dos betas serem tão diferentes. Para se mensurar quantitativamente tal diferença, pode-se conduzir um experimento de Monte Carlo no qual a taxa de câmbio *spot* é hipoteticamente gerada por um processo AR(1), ou seja:

$$s_t^h = \mu + \rho s_{t-1}^h + \varepsilon_t \quad (14)$$

Sendo $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e $\rho < 1$. Supõe-se também que a taxa *forward* é obtida por:

$$f_{t-1}^h = \lambda[\mu + (\rho + \theta_t)s_{t-1}^h] \quad (15)$$

Em que $\theta_t \sim N(0, \sigma_\theta^2)$. Deve-se notar que (6) é válida se $\lambda = 1$ e $\theta_t = 0$ para todo instante de tempo “t”. Por outro lado, caso $\lambda = 1$ e $\theta_t \neq 0$ não sejam válidos para todos os instantes de tempo, mas sendo que na média isso é verdadeiro, ou seja, $E[f_{t-1}^h] = E[s_t^h]$, a violação da hipótese nula é esperada de acordo com o paradoxo de Siegel³. Por fim, se $\lambda \neq 1$, a taxa de câmbio é viesada incondicionalmente, podendo ser o caso da existência de um prêmio de risco ou mesmo *Peso Problem*, conceitos estes que serão definidos mais adiante (juntamente com outras teorias que buscam explicar a aparente inconsistência do mercado *forward*).

Para os testes a seguir, duas parametrizações foram consideradas: A primeira assume que a taxa de câmbio é estacionária ao passo que a segunda não. Os parâmetros foram escolhidos de acordo com os dados mensais da taxa *spot* de R\$/USD para o período de novembro de 2001 a janeiro de 2008. Especificamente, $\mu = 0,921385$, $\rho = 0,98$ e $\sigma_\varepsilon^2 = 0,03$. A condição

³ Para mais detalhes, ver Siegel (1972).

inicial para a taxa de câmbio em novembro de 2001 é de $s_0^h = 0,915691$. Trabalha-se, então, com uma amostra de 300 observações para s_t^h e f_{t-1}^h depois de se descartar as 1.000 primeiras observações para reduzir o efeito da condição inicial. O número de simulações é de 10.000.

As estimativas do coeficiente *beta* sobre a hipótese nula, ou seja, $\lambda = 1$ e $\theta_t = 0$ para todos os instantes de tempo “t” estão representadas nas distribuições abaixo. Os valores estimados de (6) apresentam assimetria para a esquerda, sendo a distribuição um tanto limitada, variando de 0,8692 a 1,0333 (gráfico 1). Entretanto, as estimativas de (8) mostram uma dispersão bastante grande e assimetria para a direita (gráfico 2).

Equação (6) com $\lambda = 1$ e $\theta_t = 0$

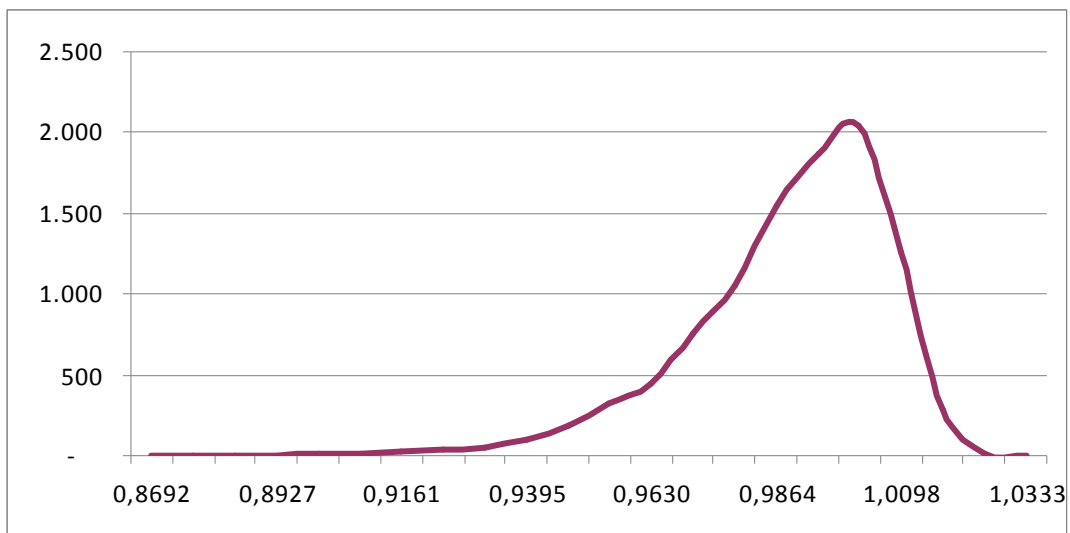


Gráfico (1)

Equação (8) com $\lambda = 1$ e $\theta_t = 0$

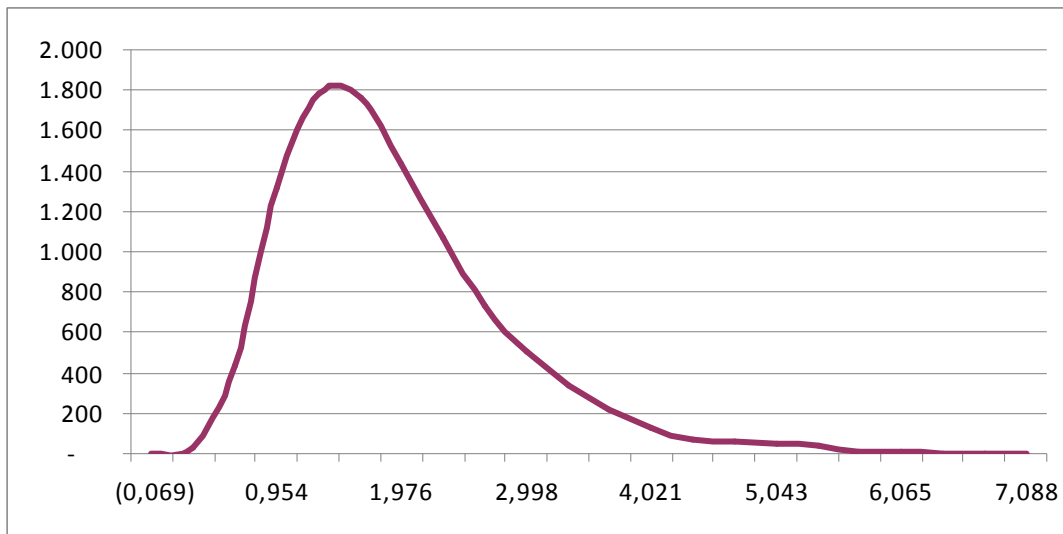


Gráfico (2)

Para se investigar o que acontece quando a hipótese nula não é válida, assume-se que o mercado sabe que a taxa de câmbio possui um processo gerador do tipo AR(1), mas existe incerteza sobre a magnitude de ρ . Especificamente, o verdadeiro coeficiente é dado por $\rho + \theta_t$; porém, o mercado acredita que o mesmo seja igual a ρ . Utilizando-se um pequeno desvio da hipótese nula, $\theta_t = 0,001$, observam-se as distribuições dos coeficientes estimados em (6) e (8). Dada a modesta violação, o gráfico (3) de (6) é bastante parecido com aquele apresentado anteriormente. Todavia, o impacto em (8) é nítido, sendo a média das estimativas agora ao redor de 0,0199 (gráfico 4). Nota-se também que estimativas negativas são comuns, não sendo, contudo, iguais às aquelas encontradas em estudos empíricos.

Equação (6) com $\lambda = 1$, $\theta_t = 0,001$

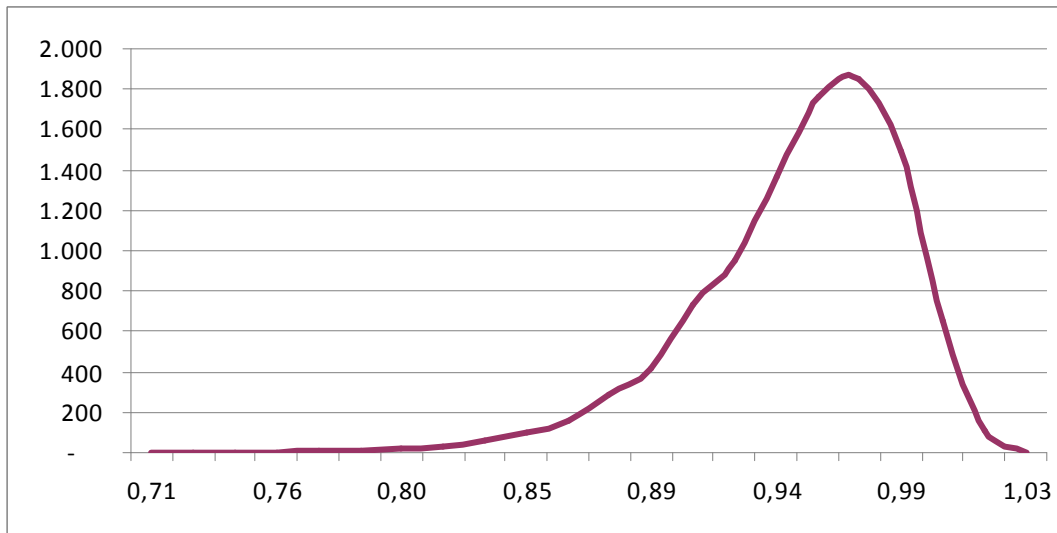


Gráfico (3)

Equação (8) com $\lambda = 1$, $\theta_t = 0,001$

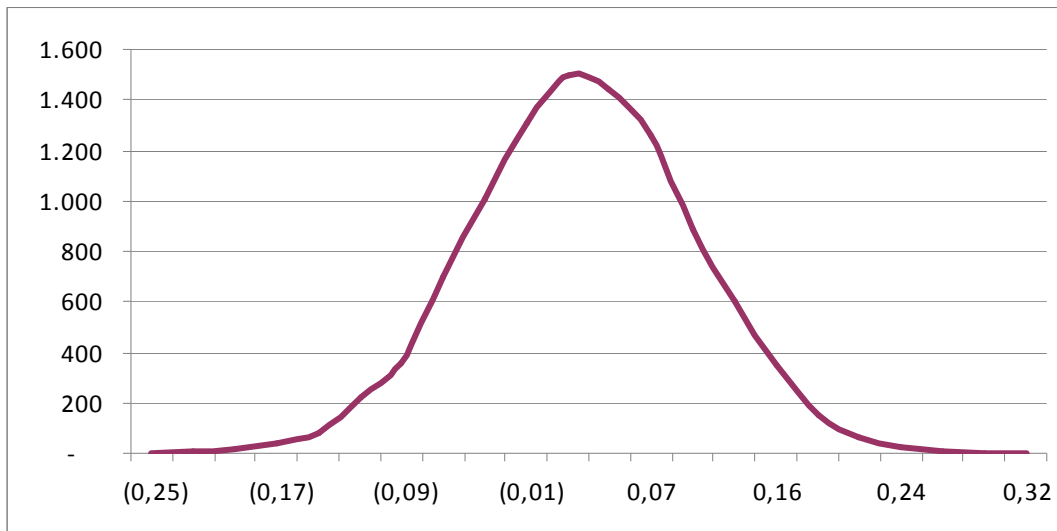


Gráfico (4)

Assumindo-se não-estacionariedade, ou seja, $\rho = 1$, pode-se perceber que a distribuição de (6) está centrada no valor 1 (gráfico 5) e a de (8) em 0 (gráfico 6), ao menos visualmente.

Equação (6) com $\lambda = 1$, $\theta_t = 0$ e $\rho = 1$

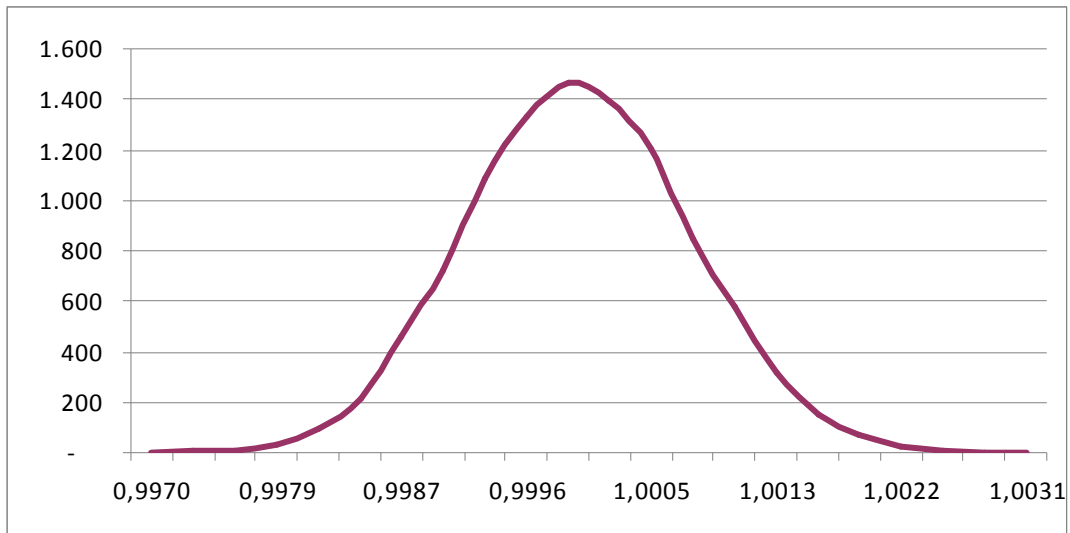


Gráfico (5)

Equação (8) com $\lambda = 1$, $\theta_t = 0$ e $\rho = 1$

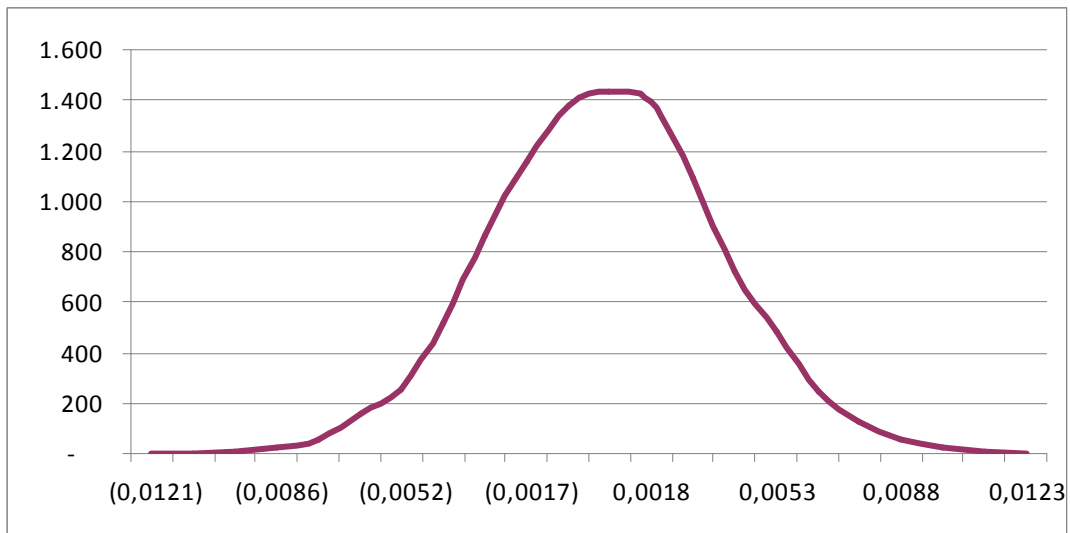


Gráfico (6)

Tendo como premissa agora que $\lambda = 1$ e $\sigma_\theta = 0,001$, nota-se que as estimativas obtidas de (6) são similares em relação ao caso anterior, ainda que o coeficiente seja maior que 1,0 (gráfico 7). Já para (8), ressalta-se que as estimativas são sempre próximas de zero (gráfico 8).

Equação (6) com $\lambda = 1$, $\theta_i = 0$, $\rho = 1$ e $\sigma_\theta = 0,001$

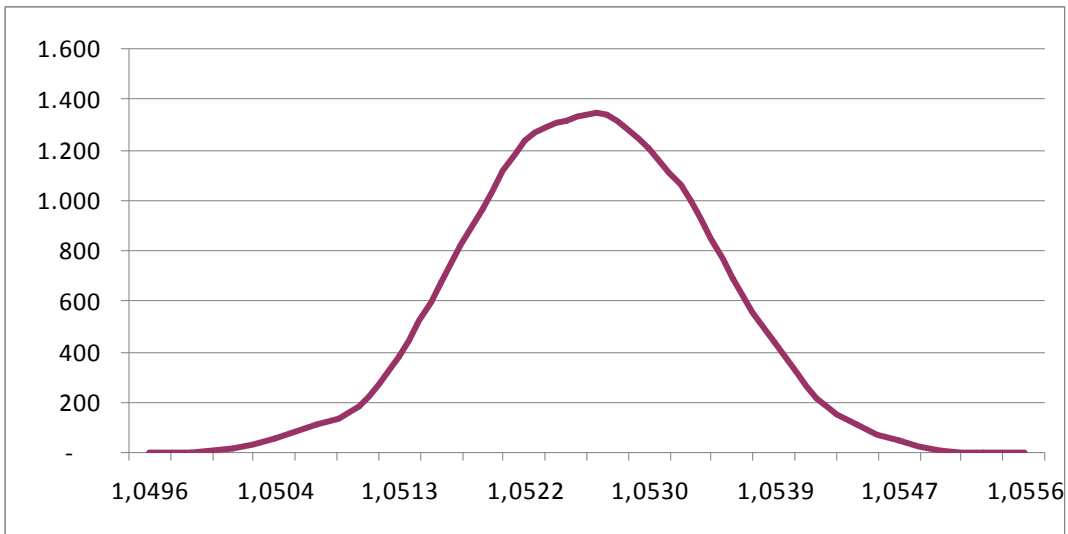


Gráfico (7)

Equação (8) com $\lambda = 1$, $\theta_i = 0$, $\rho = 1$ e $\sigma_\theta = 0,001$

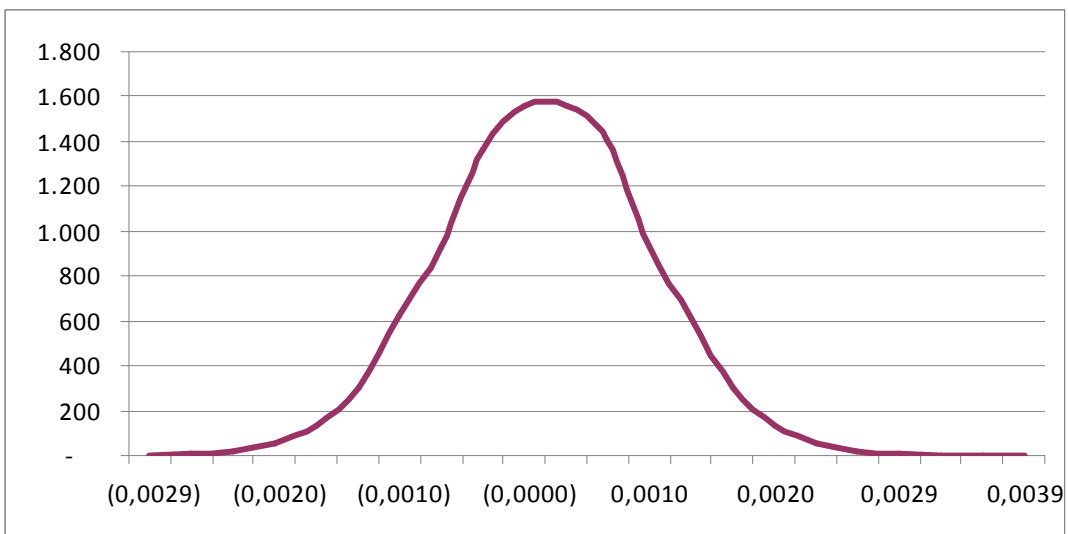


Gráfico (8)

Outros experimentos foram conduzidos variando λ de 0,95 a 1,05 e σ_θ de 0,1 a 0,00001. Os resultados encontrados mostram que as estimativas de *beta* para (6) são pouco maiores do que 1 quando $\lambda < 1$ e suavemente menores que 1 quando $\lambda > 1$. Por outro lado, as estimativas de (8) continuam próximas de zero, sendo consistentemente negativas quando $\lambda < 1$ e positivas quando $\lambda > 1$. Nota-se ainda que a forma da distribuição é relativamente

insensível a σ_θ . Em suma, os experimentos demonstram que, por causa da não-comparabilidade das estimativas de (6) e (8) quando a hipótese nula não é válida, modestas violações podem gerar parâmetros bem diferentes para as duas especificações.

3. O Teste de Não-Viés do Mercado Forward para a Taxa de Câmbio no Brasil

Neste presente artigo, seguir-se-á com o estudo baseado em pesquisas de mercado (ou *survey-based*). Com a coleta regular de dados macroeconômicos por várias entidades (Bancos Centrais, autarquias, fontes privadas, etc.), pode-se obter uma boa estimativa de $E_t[S_{t+1}]$ sem ser necessário recorrer à hipótese de expectativas racionais. Assim, o teste de não-viés do mercado *forward* é dado por:

$$E_t[S_{t+1}] = \alpha + \beta[f_t] + v_{t+1} \quad (16)$$

Em que $E_t[S_{t+1}]$ agora representa a expectativa em “t” da taxa de câmbio em “t+1” por parte dos economistas.

Ao longo do tempo, várias críticas surgiram contra a utilização de pesquisas de mercado no teste empírico dos dados. Isso porque, conforme mencionado em Hodrick (1987):

“Economists generally distrust survey data. It is a cornerstone of positive economics that we learn more by observing what people do in the market than what they say.”

Todavia, Hodrick (1987) ressalta ainda que, para o câmbio, ao contrário do que ocorre com a inflação, os participantes das pesquisas geralmente atuam diretamente no mercado, sendo eles economistas e/ou operadores, os quais possuem todas as informações relevantes sobre a variável em questão. Destarte, Hodrick (1987) conclui que existe no mínimo uma informação valiosa em tais pesquisas, a qual deve ser objeto de um estudo aprofundado.

Adicionalmente, para o caso brasileiro (pesquisa *Top Five* do Banco Central), pode-se ressaltar o fato de que as instituições com a melhor previsão para as variáveis macroeconômicas, tais como câmbio, inflação, crescimento, etc., são reconhecidas publicamente no mercado financeiro com o anúncio por parte da autoridade monetária através do *ranking* Top 5. Isso pode funcionar como um incentivo para que as repostas sejam as melhores possíveis.

Ademais, o presente autor é testemunha que, em geral, a recompensa dos economistas de bancos – bônus ou remuneração variável – é amplamente baseada na classificação obtida junto ao *ranking* divulgado pelo Banco Central. Desta forma, o incentivo para se estimar da melhor maneira possível as variáveis macroeconômicas, dentre elas o câmbio, é reforçado

internamente nas instituições financeiras, o que contribui para uma maior confiabilidade das pesquisas de mercado.

Nota-se que a abordagem apresentada acima pela equação (16) não leva em conta a existência de um prêmio de risco, sendo o não-viés do mercado *forward* testado apenas através da hipótese conjunta de que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Mais adiante, realizaremos os testes econométricos necessários para corroborar ou não tais hipóteses.

3.1 Amostra

A amostra utilizada neste estudo possui 75 observações compreendendo o período de Novembro-2001 a Janeiro-2008 com cotações de final de mês para as variáveis em questão. A taxa de câmbio esperada para 1 mês foi obtida junto ao Banco Central do Brasil através de pesquisa junto ao mercado, sendo os valores representados pela mediana das expectativas das instituições *Top Five*, ou seja, aquelas com menor índice de erro nas previsões de variáveis econômicas.

Por outro lado, a taxa *forward* foi calculada sinteticamente por não arbitragem através da seguinte fórmula⁴:

$$F_t = S_t e^{(i-i^*)t} \quad (17)$$

Em que:

F_t : Taxa *forward* em “t”;

S_t : Taxa de câmbio *spot* em “t”;

$(i - i^*)$: Diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros externa ao ano;

t: Prazo em anos até o vencimento do contrato.

Nota-se que, para o presente estudo, a taxa *forward* foi calculada utilizando-se a versão discreta da fórmula apresentada anteriormente, juntamente com taxas domésticas em convenção exponencial 252 e taxas externas lineares em formato dias corridos / 360⁵. Para se

⁴ Para derivação completa, ver Hull (1995).

⁵ A fórmula utilizada neste trabalho é dada por:

evitar a comparação entre emissores de diferentes perfis de risco, tal como seria o caso da taxa Libor dos EUA, o chamado “cupom cambial” foi utilizado como *proxy* da taxa de juros externa. Esta variável foi obtida pelo swap de Dólar vs DI (Bloomberg).

Antes de se proceder com os testes econométricos, deve-se atentar que a escolha de dados mensais e taxas de 1 mês não foi arbitrária. Como as observações são mais freqüentes que a duração do contrato a termo ou futuro, isto é, os contratos se sobrepõem – na linguagem de Hodrick (1987), *contracts overlap* –, o termo do erro não será mais independente dos erros passados, seguindo um processo de média móvel MA(q).

Formalmente, pode-se provar que, se a maturidade do contrato a termo ou futuro é maior que o intervalo entre as observações, o termo de erro seguirá um processo de média móvel mesmo sobre a hipótese nula de expectativas racionais. Assumindo que o verdadeiro modelo da taxa de câmbio é uma combinação linear de todas as informações disponíveis $s_t = I'_t \beta$, as informações são correlacionadas ao longo do tempo e, por simplificação, a natureza da autocorrelação é de primeira ordem:

$$I'_{t+1} = I'_t \rho + \eta'_t \quad (18)$$

Em que:

ρ : Matriz dos coeficientes de autocorrelação;

η : Informação disponível entre “t” e “t+1”.

Considerando o caso em que a maturidade do contrato coincide com o intervalo entre as observações da série:

$$s_{t+1} = I'_{t+1} \beta = [I'_t \rho + \eta'_t] \beta \quad (19)$$

No extremo das expectativas racionais, pode-se assumir que:

$$F_t = S_t \frac{(1 + pre)^{DU / 252}}{\left(1 + \frac{cupom}{360} * DC\right)}$$

pre = Taxa anualizada do swap Pre vs DI de 1 mês na Bloomberg em convenção exponencial 252;
cupom = Taxa anualizada do swap de Dólar vs DI para 1 mês na Bloomberg; DU = Dias úteis até o vencimento do contrato e DC = Dias corridos até o vencimento do contrato.

$$f_t = E[s_{t+1}|I_t] = EI'_t \rho \beta + E\eta'_t \beta = I'_t \rho \beta \quad (20)$$

Assim, estimando-se a regressão a seguir:

$$s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 f_t + v_{t+1} \quad (21)$$

Sob a hipótese nula:

$$s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 [I'_t \rho \beta] + v_{t+1} \quad (22)$$

E por expectativas racionais, obrigatoriamente:

$$\beta_0 = 0 \quad (23)$$

$$\beta_1 = 1 \quad (24)$$

Implicando que não há autocorrelação nos resíduos:

$$\varepsilon_{t+1} = \eta'_t \beta \quad (25)$$

Supondo agora que a maturidade do contrato a termo ou futuro é de dois períodos:

$$s_{t+2} = I'_{t+2} \beta = [I'_{t+1} \rho + \eta'_{t+2}] \beta = [I'_t \rho^2 + \eta'_{t+1} \rho + \eta'_{t+2}] \beta \quad (26)$$

Sob expectativas racionais:

$$f_t = E[s_{t+2}|I_t] = I'_t \rho^2 \beta \quad (27)$$

Rodando a seguinte regressão:

$$s_{t+2} = \beta_0 + \beta_1 f_t + v_{t+2} \quad (28)$$

E sob a hipótese nula:

$$s_{t+2} = \beta_0 + \beta_1 [I'_t \rho^2 \beta] + v_{t+2} \quad (29)$$

Se $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, ou seja, não rejeição da hipótese nula de expectativas racionais, há um processo de média móvel nos resíduos que termina antes que a maturidade do contrato seja atingida:

$$\varepsilon_{t+2} = \eta'_{t+1} \rho + \eta'_{t+2} \quad (30)$$

Os testes realizados anteriormente se utilizaram da hipótese de expectativas racionais para demonstrar que o erro será autocorrelacionado quando a maturidade do contrato a termo ou futuro for maior do que o período de observação. Por isso, escolheu-se trabalhar com observações mensais e contratos de 1 mês, evitando-se, assim, o processo de média móvel nos resíduos (autocorrelação). Entretanto, o presente estudo se coloca entre aqueles que se classificam na literatura como *survey-based*, não se fazendo, portanto, quaisquer premissas sobre a forma das expectativas dos investidores (racionais, adaptativas, etc.). Entretanto, a análise das autocorrelações nos resíduos continua válida.

3.2 Teste da Abordagem Tradicional

A análise de regressão a seguir requer estacionariedade dos dados para que a estimativa seja válida estatisticamente. Pelo gráfico do logaritmo das variáveis, nota-se que tanto o câmbio esperado para 1 mês quanto a taxa *forward* de 1M não demonstram ser estacionários, ao menos visualmente.

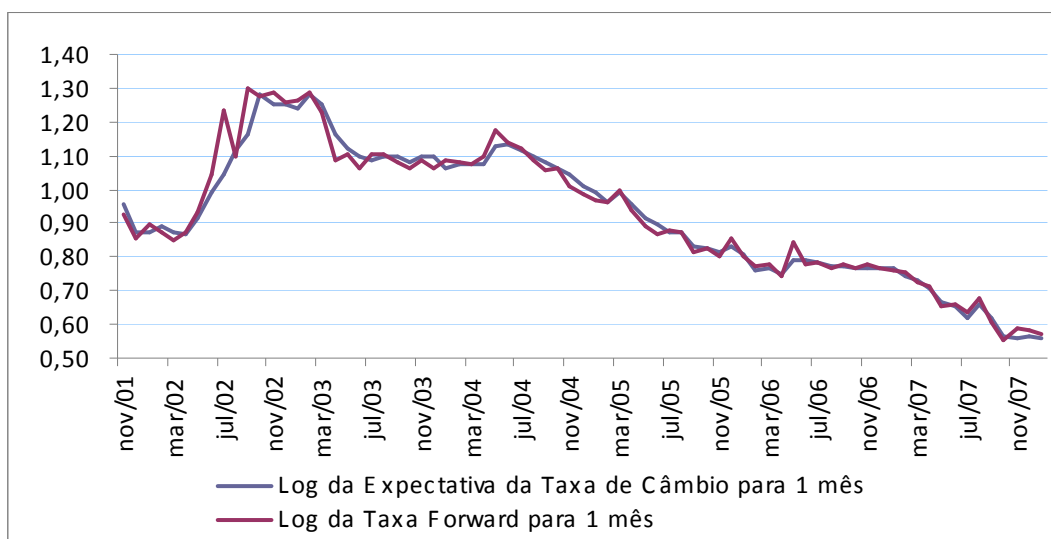


Gráfico (9)

Formalmente, aplica-se o teste de Dickey-Fuller para checar a presença de raiz unitária – ratificando que a série é estacionária e sem tendência ou então indicando uma série do tipo

difference stationary (DS), a qual requer primeira diferença. Lembrando que para um modelo AR(1) sobre uma variável “y” qualquer, temos:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Subtraindo y_{t-1} em ambos os lados da equação acima, reescrevemos:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Sendo $\gamma = a_1 - 1$. Assim, testar a hipótese de que $a_1 = 1$ equivale a testar se $\gamma = 0$. É importante ressaltar ainda que o teste pode ser conduzido de três formas básicas:

$$\bullet \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

$$\bullet \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$$\bullet \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (35)$$

Na forma (33), o teste de raiz unitária é feito sem intercepto, em (34) com intercepto e em (35) com intercepto e tendência determinística. O teste conduzido a seguir é o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), sendo nada mais do que o teste de Dickey-Fuller tradicional para o modelo AR(1) estendido para “p” defasagens autoregressivas. Vale lembrar que a hipótese nula é a de existência de raiz unitária.

Teste ADF - Log da Expectativa para 1 mês	Estatística t	P-Valor
Sem Intercepto	(1,2468)	0,1936
Intercepto	0,4921	0,9854
Intercepto e Tendência	(1,8591)	0,6655
Teste ADF - Log de Forward para 1 mês		
Sem Intercepto	(0,8494)	0,3447
Intercepto	(0,4503)	0,8940
Intercepto e Tendência	(2,5263)	0,3150

Tabela (1)

Lembrando ainda que as condições de estacionariedade para uma variável “y” qualquer para todo instante “t” e “t-s” são dadas por:

- Média constante, ou seja, $E[y_t] = E[y_{t-s}] = \mu$;

- Variância constante (homocedasticidade), ou seja, $Var[y_t] = Var[y_{t-s}] = \sigma_y^2$;
- Covariância constante entre as defasagens ou, matematicamente, $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$.

Pelos resultados apresentados na tabela anterior, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as duas séries em um nível de significância de 5%. Desta forma, como as variáveis são não-estacionárias, a regressão contendo o teste de não-viés só fará sentido caso as variáveis em questão sejam cointegradas, ou seja, somente se existir uma combinação linear de duas variáveis I(1) não-estacionárias que seja estacionária I(0), conforme apresentado na tabela (2) abaixo.

Sample (adjusted): 2002M02 2008M01
 Included observations: 72 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: LFWD LSURVEY
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0,317511	28,02308	12,32090	0,0001
At most 1	0,007175	0,518453	4,129906	0,5343

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Critical Value	Prob.**
None *	0,317511	27,50463	11,22480	0,0000
At most 1	0,007175	0,518453	4,129906	0,5343

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LFWD	LSURVEY
------	---------

-72,88117	73,41831
3,879973	-2,849153

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LFWD)	0,001596	-0,004212
D(LSURVEY)	-0,008132	-0,001936

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 324,4562

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LFWD	LSURVEY
1.000000	-1,007370
	(0,00260)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LFWD)	-0,116293
	(0,44326)
D(SURVEY)	0,592643
	(0,22954)

Sample (adjusted): 2002M02 2008M01

Included observations: 72 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LFWD LSURVEY

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,406608	38,44551	20,26184	0,0001
At most 1	0,011994	0,868766	9,164546	0,9670

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Critical Value	Prob.**
None *	0,406608	37,57674	15,89210	0,0000
At most 1	0,011994	0,868766	9,164546	0,9670

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LFWD	LSURVEY	C
-75,85505	73,65709	2,685225
5,547844	-9,661852	3,180002

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LFWD)	0,003680	0,005418
D(LSURVEY)	-0,008323	0,002592

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 329,4922

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LFWD	LSURVEY	C
1,000000	-0,971024	-0,035399
	(0,01093)	(0,01052)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LFWD)	-0,279151
	(0,46032)
D(LSURVEY)	0,631337
	(0,23834)

Tabela (2)

De acordo com o teste de Johansen apresentado na tabela (2), em um nível de significância de 5%, infere-se que existe cointegração entre as duas variáveis em questão.

3.3 Resultados Empíricos para a Abordagem Tradicional

Usando a estimação pelo método dos mínimos quadrados, obtém-se a seguinte regressão:

Parâmetros	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Prob.
Alpha	0,0263	0,0223	1,1830	0,2406
Beta	0,9681	0,0269	35,9652	0,0000
Estatísticas		Valor		
R-Quadrado	0,9703			
R-Quadrado Ajustado	0,9698			
Erro-Padrão da Regr.	0,0337			
Soma dos Resíduos ao Quadrado	0,0831			
Log Verossimilhança	148,7823			
Durbin-Watson	1,6776			

Tabela (3)

Em um nível de significância de 5%, o intercepto da regressão (coeficiente alpha) é zero. Por outro lado, o coeficiente de inclinação (beta) é extremamente consistente (p -valor = 0,0000), apresentando um valor de 0,9681. Para se testar a validade dos coeficientes estimados, ou seja, se $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, utiliza-se usar o teste de Wald, tal como feito a seguir.

Teste de Wald			
Intercepto=0			
	Valor	gl	Prob.
Estatística F	1,3996	(1, 73)	0,2406
Qui-Quadrado	1,3996	1	0,2368
Inclinação=1			
	Valor	gl	Prob.
Estatística F	1,4032	(1, 73)	0,2400
Qui-Quadrado	1,4032	1	0,2362

Tabela (4)

A primeira vista, para a amostra em estudo, o mercado *forward* brasileiro parece ser não-viesado, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula de que o intercepto é igual a zero e o coeficiente de inclinação é igual a um. Visando a checar a estabilidade dos coeficientes estimados, aplica-se *rolling regressions* com 30 observações. Nota-se que a estimação é somente feita para o coeficiente de inclinação (beta), dado que o intercepto é estatisticamente igual a zero.

Beta	Valor
Média	0,9410
Mediana	0,9684
Mínimo	0,7009
Máximo	1,0747
Desvio-Padrão	0,0935
Assimetria	(0,7545)
Curtose	(0,0340)

Tabela (5)

Distribuição de Frequência do Coeficiente Beta para *Rolling Regressions* com 30 observações

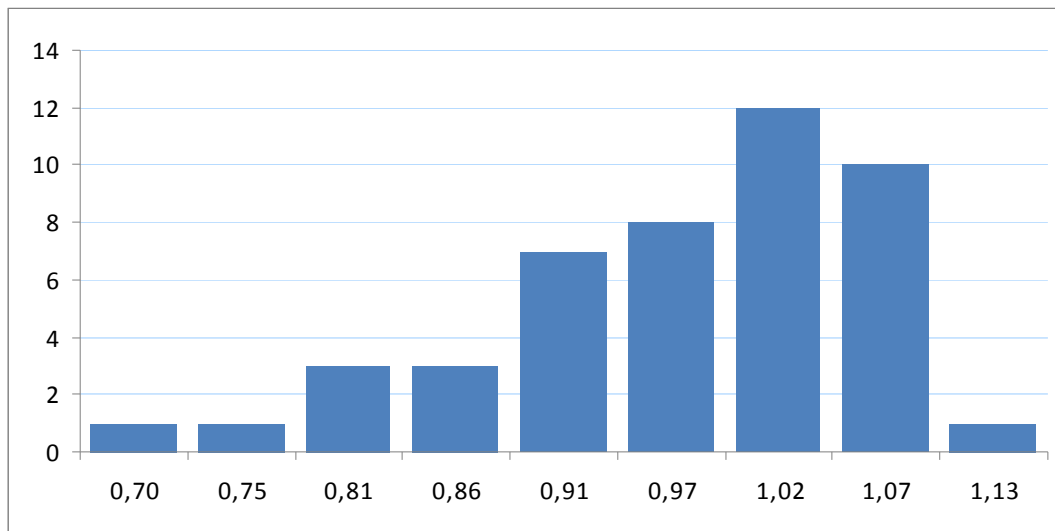


Gráfico (10)

Através da tabela (5) e da distribuição de frequência do coeficiente beta (gráfico 10) acima apresentadas, observa-se que o coeficiente de inclinação varia de 0,70 a 1,075, sugerindo uma instabilidade bastante significativa. Tendo em vista tal resultado, é importante ressaltar que uma regressão baseada na amostra inteira pode não refletir o valor real do coeficiente beta, uma vez que o mesmo parece oscilar ao longo do tempo.

Para corroborar as conclusões até este ponto, torna-se necessário testar os resíduos da regressão, o que é feito a seguir através do correlograma dos resíduos ao quadrado na tabela (6).

Defasagem	AC	PAC	Estat-Q	Prob
1	0,02	0,02	0,04	0,84
2	0,34	0,34	8,96	0,01
3	(0,03)	(0,05)	9,05	0,03
4	(0,04)	(0,17)	9,18	0,06
5	(0,06)	(0,03)	9,44	0,09
6	(0,03)	0,05	9,50	0,15
7	0,04	0,07	9,63	0,21
8	0,01	(0,01)	9,64	0,29
9	0,18	0,15	12,48	0,19
10	(0,01)	(0,03)	12,49	0,25
11	0,02	(0,11)	12,54	0,33
12	(0,02)	0,02	12,57	0,40

Tabela (6)

Nitidamente, existe autocorrelação nos resíduos em um nível de significância de 5%, o que pode sugerir um erro de especificação do modelo. Ademais, a estatística de Durbin-Watson de aproximadamente +1,6776 ratifica uma autocorrelação positiva nos resíduos. Formalmente, para se testar a autocorrelação nos resíduos, utiliza-se o *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test*:

Breusch-Godfrey Teste de Correlação Serial LM			
Estatística F	9,0483	Prob	0,0003
Obs *R-Quadrado	15,2334	Prob	0,0005

Tabela (7)

Em um nível de significância de 5%, rejeita-se com ampla margem a hipótese nula de não existência de correlação serial nos resíduos. É interessante também checar neste ponto a presença de heteroscedasticidade nos resíduos. Para isso, aplica-se o teste de heteroscedasticidade de White sem termos cruzados. Os resultados são auto-explicativos: Há claramente variância não constante nos resíduos, dado que a hipótese nula de homoscedasticidade é rejeitada em um nível de significância de 5%.

Teste de White para Heteroscedasticidade			
Estatística F	5,4644	Prob	0,0062
Obs *R-Quadrado	9,8839	Prob	0,0071

Tabela (8)

Assim, através da abordagem tradicional, é possível inferir os seguinte resultados:

- Em linhas gerais, os coeficientes estimados estão de acordo com aqueles previstos na teoria de não-viés; entretanto, parece haver um erro de especificação no modelo tradicional de regressão devido à presença de correlação serial nos resíduos;
- O coeficiente beta não é estático, ou seja, parece oscilar ao longo do tempo;
- A variância dos resíduos não é constante, o que sugere a presença de heteroscedasticidade.

Das conclusões apresentadas acima, a questão da autocorrelação nos resíduos é bastante importante, já que esta pode invalidar por completo a hipótese de não-viés do mercado *forward*. Na próxima seção, outras abordagens teóricas serão apresentadas e testadas econometricamente.

4. Teorias Alternativas

Várias explicações surgiram ao longo do tempo para justificar o aparente viés do mercado *forward* de câmbio. Dentre elas, podem-se destacar, basicamente, quatro principais linhas de pensamento:

- Aprendizado ou *Learning*;
- *Peso Problem*;
- Irrracionalidade do mercado;
- Prêmio pelo Risco Cambial.

A teoria do aprendizado ou *Learning* assume que o mercado como um todo demora certo tempo para “digerir” as informações disponíveis, ainda que seja consistente com a hipótese das expectativas racionais, implicando, todavia, existência de erros sistemáticos ao longo do tempo. Conforme citado por Rivera-Batiz (1984):

“Rational expectations emphasize the idea that individuals do not persist in making systematic forecasting errors, that predictions about the future should be ‘free of systematic and easily correctable biases’. However, it is consistent with rational expectations to recognize that individuals may have to learn about their economic environment – and acquire information – over a certain period of time in order to be able to eliminate systematic forecasting errors. In the meantime, while learning occurs, systematic prediction biases would indeed be observed. This would be especially significant in situations where economic environment change suddenly and by surprise. It may take agents a while to learn about the new regime, during which time they could be expected to make mistakes systematically. Similarly, it is not expected that new information would be incorporated immediately into exchange rate expectations and, thus,

forward exchange rates. Rather, new information has to be collected and digested by traders who expect to profit from its use and dissemination, a process that takes time.”

Já o termo *Peso Problem* surgiu na literatura como uma outra possível explicação para o viés do mercado *forward* na presença de grandes mudanças na política econômica. Por exemplo, antes da desvalorização de agosto de 1976, o peso mexicano vinha sendo cotado sempre com desconto no mercado a termo, por mais que na época o regime em vigor fosse o câmbio fixo. Esta aparente contradição é explicada pelo fato de que, num regime de câmbio fixo, o prêmio/desconto no mercado *forward* não reflete a mudança na taxa de câmbio, mas sim a probabilidade implícita de uma desvalorização ocorrer dentro do horizonte de tempo estabelecido pelo contrato a termo. Desta forma, a teoria do *Peso Problem* corrobora que os mercados funcionam de maneira eficiente, ainda que erros sistemáticos sejam constantemente observados.

Sem dúvida alguma, a abordagem do prêmio pelo risco cambial é uma das mais debatidas em termos teóricos e empíricos, conforme já citado anteriormente na introdução. Segundo Rivera-Batiz (1984), o prêmio pelo risco cambial gera uma discrepância entre o *forward premium* e a expectativa de apreciação/depreciação. O autor ressalta ainda que, somente quando o prêmio de risco é próximo de zero, o mercado *forward* consegue prever a taxa de câmbio a prevalecer no futuro. A existência de um prêmio de risco implica ainda que investimentos estrangeiros aumentam o risco do portfólio se o mesmo é positivo, reduzindo se for negativo. Para o Brasil, espera-se que o prêmio pelo risco cambial seja negativo, uma vez que comprar câmbio a termo é visto como uma estratégia de *hedge* contra as incertezas da economia.

Por fim, uma outra abordagem que explica o viés do mercado *forward* é a irracionalidade ou ineficiência do mercado, o que se apresenta na literatura como algo bastante forte e de duvidosa validade. Destarte, neste presente estudo, o foco será no prêmio pelo risco cambial, tanto pela sua razoabilidade econômico-financeira, como também pela possibilidade de se testar econometricamente. As estimações para o caso brasileiro serão conduzidas nas próximas seções.

5. Abordagem do Prêmio pelo Risco Cambial

Segundo Fama (1984), a taxa de câmbio a vigorar numa data futura pode ser decomposta em dois principais componentes:

$$E_t[S_{t+1}] = F_t + P_t \quad (36)$$

Em que:

P_t : Prêmio pelo risco cambial na data “t”.

Entretanto, é comum expressar a equação apresentada acima na forma logarítmica por dois principais motivos:

- Tornar a análise independente da forma de se expressar a taxa de câmbio, ou seja, unidades da moeda i por unidades da moeda j ou unidades da moeda j por unidades da moeda i;
- Alguns modelos de prêmio pelo risco podem ser expressos na forma logarítmica.

Assim:

$$E_t[s_{t+1}] = f_t + p_t \quad (37)$$

Em que:

p_t : Logaritmo natural de “P” em “t”.

Tendo em vista a equação apresentada anteriormente, pode-se estimar a seguinte regressão:

$$E_t[s_{t+1}] = \alpha + \beta[f_t] + \psi[p_t] + v_t \quad (38)$$

Em que:

α, β e ψ : Parâmetro da regressão;

$E_t[s_{t+1}]$: Logaritmo da expectativa em “t” da taxa de câmbio em “t+1” na visão dos economistas;

f_t : Logaritmo da taxa forward em “t”;

p_t : Logaritmo do prêmio pelo risco cambial em “t”;

v_t : Erro de previsão ou ruído branco.

Em geral, as variáveis acima são observáveis, dado que pesquisas de mercado podem ser usadas como uma boa *proxy* de $E_t[s_{t+1}]$ e f_t é diretamente obtida do mercado (ou ainda calculada por não-arbitragem pelo diferencial de juros). Entretanto, como se pode observar, o problema surge com relação ao prêmio pelo risco cambial, nitidamente uma variável não-observável. Tal problema pode ser superado com o uso de variáveis *proxies*, ou seja, variáveis

que sejam correlacionadas com o prêmio pelo risco cambial. Hodrick (1987) sugere variáveis como uma simples constante, variância, volatilidade implícitas de opções sobre taxa de câmbio, variâncias condicionais, entre outros.

É válido notar que alguns autores modelaram o prêmio pelo risco cambial, ainda que não diretamente na equação, através de técnica econométrica de extração de sinal conhecida como filtro de Kalman, tais como em Takagi e Esaka (2001), Bidarkota (2004) e Garcia e Olivares (2001). Neste estudo, o principal intuito é não somente estimar o prêmio pelo risco cambial, mas também testar o viés do mercado *forward* da taxa de câmbio no Brasil com relação à visão dos economistas. Na próxima seção, encontra-se a descrição do modelo econométrico mais adequado para tal estimação.

6. Modelo Auto-regressivo Condicional Generalizado de Heteroscedasticidade na Média (GARCh-M)

Toda a estimação dessa classe de modelos se iniciou originalmente com Engle, Lilien e Robins (1987), quando foi proposta uma extensão dos tradicionais modelos ARCH, fazendo com que a média de uma série pudesse depender de sua variância condicional. Segundo Enders (2004), esta classe de modelo é muito adequada para estudos do mercado financeiro, uma vez que agentes são naturalmente avessos ao risco e requerem alguma compensação por determinado investimento. Assim, como o risco de um ativo é mensurado pela variância dos seus retornos, o prêmio de risco seria uma função crescente da sua própria variância condicional.

Segundo Elyasiani e Mansur (1998), os modelos GARCh-M assumem que o prêmio de risco é uma função crescente da variância condicional dos resíduos, ou seja, quanto maior a volatilidade condicional da série de retornos, maior a compensação necessária para induzir os agentes a tomarem tal risco. Desta forma, para o presente caso, temos as seguintes equações:

$$P_t = \theta + \delta h_t \quad \delta > 0 \quad (39)$$

$$h_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i v_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \lambda_j h_{t-j} \quad (40)$$

Sendo θ , δ , ϕ_0 , ϕ_i e λ_j parâmetros e h_t a variância condicional seguindo um processo do tipo GARCh (p,q), lembrando ainda que a soma desses parâmetros deve ser menor ou igual a 1 para se atender as condições de estacionariedade. As duas expressões acima constituem a base do modelo GARCh-M. Assim, a média condicional de P_t depende da variância condicional h_t . Deve ser ressaltado que se a variância é constante, ou seja, todos $\phi_i = 0$ e

$\lambda_j = 0$, o modelo GARCH-M é tradicionalmente representado por somente um prêmio pelo risco cambial constante.

Assim, por utilizar a idéia de um prêmio de risco que varia no tempo, os modelos GARCH-M (p,q) parecem ser bastante adequados para estimação do prêmio pelo risco cambial. Ademais, é intuitivo pensar que, quando a volatilidade aumenta, o retorno requerido por se investir em um ativo em moeda estrangeira sem *hedge* deve ser maior do que aquele em períodos de baixa volatilidade. Os modelos GARCH-M fazem com que a esperança de uma série seja uma função explícita da sua variância condicional. Muito embora os resultados das especificações ARCH-M não sejam potencialmente diferentes, o GARCH-M foi escolhido por questões essencialmente de eficiência estatística devido à estimativa de um menor número de parâmetros. A intuição de ambos os modelos é a mesma.

Além disso, conforme citado em Brewer III, Carson, Elyasiani, Mansur e Scott (2005), outras vantagens dos modelos desta classe são relacionadas aos seguintes fatos: Corrigem os problemas com relação à heteroscedasticidade, a qual pode levar a estimadores ineficientes e, portanto, inferências incorretas; fornecem uma variedade muito grande em termos funcionais para a modelagem de variáveis, permitindo ainda um teste formal para se verificar o quão adequado o modelo é; permitem um processo de realimentação entre a volatilidade e a média dos retornos, ou seja, existe efeito de *feedback*.

7. Resultados Empíricos para a Abordagem do Prêmio pelo Risco Cambial através dos Modelos GARCH-M (p,q)

Conforme visto anteriormente, pode-se definir o prêmio pelo risco cambial como a diferença entre a expectativa de apreciação/depreciação de uma moeda e sua cotação no mercado *forward*. Segundo Rivera-Batiz (1984):

“The existence of an exchange risk premium (or discount) creates a wedge between the anticipated rate of currency appreciation of a foreign currency and the forward premium on that currency.”

Desta forma, um modelo de regressão foi estimado utilizando-se o modelo GARCH-M (p,q). Nas equações abaixo, visualiza-se a especificação exata do modelo estimado:

$$E_t[s_{t+1}] = \alpha + \beta[f_t] + \psi[p_t] + v_t \quad (41)$$

$$p_t = \sqrt{h_t} \quad (42)$$

$$h_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i v_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \lambda_j h_{t-j} \quad (43)$$

Basicamente, o termo $\psi[p_t]$ é estimado através do modelo GARCH-M (p,q), sendo uma *proxy* para o prêmio pelo risco cambial. Conforme ressaltado anteriormente, pelo menos em nível teórico, é bastante razoável supor que o prêmio de risco seja fortemente correlacionado com a volatilidade do ativo subjacente, sendo uma boa variável *proxy* para tal estimativa. Uma abordagem interessante é também encontrada em Hodrick (1987), na qual o prêmio pelo risco cambial é estimado através de modelos do tipo CAPM, no qual investidores estão somente preocupados com o risco sistemático e não com o diversificável. Embora faça sentido econômico, o grande problema do CAPM está na estimativa de uma cesta de ativos de mercado, o que, na prática, é algo inviável de se estimar⁶. Neste estudo, assume-se que o investidor se preocupa apenas com a variância do investimento em questão, ou seja, com o risco total, o qual é mensurado, neste caso, pelo modelo GARCH-M (p,q).

As tabelas (9) e (10) a seguir fornecem os resultados encontrados para várias especificações GARCH-M (p,q). Apresentam-se também os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e p-valores para todos os coeficientes estimados.

Nota-se que, pelos critérios de AIC e SBC, várias especificações poderiam ter sido escolhidas que não o GARCH-M (1,2) – modelo escolhido neste estudo. Pelo AIC, o melhor modelo seria o GARCH-M (2,1), o que, de fato, se mostra bastante razoável para a equação da média. Porém, quando se considera a equação da variância, 3 dos 4 parâmetros estimados apresentaram-se como sendo estatisticamente insignificantes ou iguais a zero, sendo somente a constante diferente de zero. Já pelo critério de SBC, a opção mais adequada seria a especificação GARCH-M (1,1). Contudo, problemas similares aos apresentados anteriormente foram encontrados, levando à rejeição da maioria dos parâmetros em um nível de significância de 5%. Por outro lado, na especificação GARCH-M (1,2), todos os coeficientes se mostraram estatisticamente significantes quando se considera o mesmo nível de significância.

⁶ Na definição rigorosa do CAPM, a cesta de mercado inclui todos os ativos existentes, tais como ações, moedas, imóveis, petróleo, metais preciosos, commodities agrícolas, certificado de depósitos, títulos governamentais, etc.

Equação da Média									
GARCH-M	AIC	SBC	Constante	p	LFWD	p	RAIZ(GARCH)	p	
1,1	(4,3274)	(4,1420)	(0,0210)	0,0069	1,0386	0,0000	(0,5079)	0,0294	
1,2	(4,3458)	(4,1295)	0,0002	0,9848	1,0069	0,0000	(0,3497)	0,0000	
1,3	(4,3177)	(4,0705)	(0,0003)	0,9745	1,0072	0,0000	(0,3227)	0,0000	
2,1	(4,3655)	(4,1492)	0,0026	0,8425	1,0207	0,0000	(0,9162)	0,0027	
2,2	(4,3316)	(4,0844)	(0,0013)	0,8687	1,0102	0,0000	(0,4096)	0,0000	
2,3	(4,2733)	(3,9952)	0,0188	0,0339	0,9849	0,0000	(0,3346)	0,0151	
3,1	(4,3702)	(4,1230)	0,0089	0,5281	1,0133	0,0000	(0,9950)	0,0006	
3,2	(4,2031)	(3,9250)	0,0332	0,0327	0,9831	0,0000	(0,7458)	0,0065	
3,3	(4,2883)	(3,9793)	0,0102	0,2583	1,0081	0,0000	(0,7245)	0,0000	

Tabela (9)

Equação da Variância														
GARCH-M	Constante	p	Resid(-1)^2	p	Resid(-2)^2	p	Resid(-3)^2	p	GARCH(-1)	p	GARCH(-2)	p	GARCH(-3)	p
1,1	0,0002	0,0369	0,8739	0,1153	-	-	-	-	0,1846	0,3834	-	-	-	-
1,2	0,0003	0,0004	0,8893	0,0169	-	-	-	-	0,1495	0,0159	(0,1639)	0,0216	-	-
1,3	0,0003	0,0002	0,7819	0,1029	-	-	-	-	0,2270	0,1400	(0,2149)	0,1581	0,0208	0,7501
2,1	0,0004	0,0014	0,4823	0,2633	0,4316	0,0867	-	-	(0,4461)	0,1105	-	-	-	-
2,2	0,0003	0,0008	0,9378	0,0352	0,1591	0,2787	-	-	0,0324	0,8402	(0,1609)	0,0023	-	-
2,3	0,0003	0,9379	0,7218	0,1295	(0,0835)	0,9918	-	-	0,2199	0,9848	(0,1881)	0,8888	0,0187	0,9928
3,1	0,0005	0,0006	0,4786	0,1180	0,3059	0,0492	(0,0812)	0,2608	(0,5017)	0,0113	-	-	-	-
3,2	0,0005	0,0396	0,3482	0,2456	0,1734	0,1207	(0,1116)	0,0899	0,0133	0,9634	(0,0568)	0,4272	-	-
3,3	0,0004	0,5278	0,4390	0,0662	0,3106	0,6009	(0,1299)	0,8206	(0,0042)	0,9975	(0,0474)	0,8833	0,0118	0,9525

Tabela (10)

Assim, na tabela (11) abaixo, encontram-se os resultados da regressão da média e da variância para o modelo GARCH-M (1,2).

<u>Equação da Média</u>				
Parâmetro	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	P-Valor
α	0,0002	0,0080	0,0191	0,9848
β	1,0069	0,0087	115,4906	0,0000
ψ	-0,3497	0,0720	-4,8575	0,0000
<u>Equação da Variância</u>				
Parâmetro	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	P-Valor
ϕ_0	0,0003	0,0001	3,5313	0,0004
ϕ_1	0,8893	0,3721	2,3897	0,0169
λ_1	0,1495	0,0620	2,4104	0,0159
λ_2	-0,1639	0,0713	-2,2970	0,0216

Tabela (11)

Assim, em um nível de significância de 5%, todos os coeficientes estimados (com exceção do intercepto) são estatisticamente diferentes de zero, tanto para a equação da média como para a equação da variância. Porém, como o interesse maior é o de se estimar o viés do mercado *forward*, deve-se testar a hipótese de que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$. Visualmente, pode-se dizer que os coeficientes são consistentes com os valores esperados na teoria. Para se testar formalmente a validade de tal hipótese, utiliza-se o teste de Wald isoladamente nos coeficientes, conforme visto na tabela (12). Os resultados ratificam as conclusões supracitadas para um nível de significância de 5%.

<u>Teste de Wald</u>			
Ho: $\alpha=0$			
	Valor	gl	Prob.
Estatística F	0,0004	(1, 68)	0,9848
Qui-Quadrado	0,0004	1	0,9848
<u>Teste de Wald</u>			
Ho: $\beta=1$			
	Valor	gl	Prob.
Estatística F	0,6335	(1, 68)	0,4288
Qui-Quadrado	0,6335	1	0,4261

Tabela (12)

Ademais, e de acordo com o esperado, o coeficiente ψ apresenta sinal negativo, sendo consistente do ponto de vista teórico no qual, para o Brasil, o prêmio pelo risco cambial deve ser negativo, uma vez que investimentos em moeda estrangeira são tidos como estratégias de *hedge* contra incertezas econômicas. O valor encontrado de $\psi = -0,3497$ assume que o prêmio pelo risco cambial é cerca de 35% da volatilidade do câmbio quando mensurado por um modelo GARCH-M (1,2).

Para maior clareza, reescrevem-se as equações com seus devidos coeficientes estimados a seguir.

$$E_t[s_{t+1}] = 0,0002 + 1,0069 * [f_t] - 0,3497 * [p_t] + v_t \quad (44)$$

$$p_t = \sqrt{h_t} \quad (45)$$

$$h_t = 0,0003 + 0,8893 * v_{t-1}^2 + 0,1495 * h_{t-1} - 0,1639 * h_{t-2} \quad (46)$$

Após estimados todos os parâmetros da regressão, torna-se fundamental o estudo dos resíduos. Pela análise do correlograma dos resíduos ao quadrado, percebe-se que todas as autocorrelações são muito próximas de zero e todos estão dentro do intervalo de confiança de 95%. Isso corrobora que o modelo não mais possui erros de especificação, conforme encontrado anteriormente no teste da abordagem clássica. Ademais, a média dos resíduos é zero, o que sugere um ruído branco, dado que não há autocorrelação nos resíduos.

Defasagem	AC	PAC	Estat-Q	Prob.
1	0,065	0,065	0,3329	0,5640
2	-0,039	-0,043	0,4517	0,7980
3	-0,026	-0,020	0,5045	0,9180
4	-0,003	-0,002	0,5054	0,9730
5	-0,016	-0,018	0,5269	0,9910
6	0,008	0,010	0,5324	0,9970
7	-0,037	-0,040	0,6482	0,9990
8	0,058	0,064	0,9424	0,9990
9	0,221	0,213	5,2225	0,8150
10	0,001	-0,024	5,2226	0,8760
11	0,008	0,030	5,2280	0,9200
12	-0,005	0,001	5,2304	0,9500

Tabela (13)

Testa-se também a presença de heteroscedasticidade nos resíduos. Conduzindo o *ARCH-LM Test*, pode-se inferir que a série dos resíduos é homocedástica, ou seja, a variância é constante ao longo do tempo. Desta forma, não se pode rejeitar a hipótese nula em um nível de significância de 5%, o que sugere que o modelo GARCH-M especificado modelou adequadamente a presença de heteroscedasticidade.

Teste ARCH LM			
E estatística F	0,3404	Prob.	0,5614
Obs*R-Quadrado	0,3482	Prob.	0,5551

Tabela (14)

A seguir, visualiza-se o poder preditivo do modelo para os dados dentro da amostra. Pelo gráfico (11) do logaritmo da série da expectativa da taxa de câmbio para 1 mês contra a previsão do modelo GARCH-M (p,q), o qual se utiliza da taxa *forward* de 1 mês com o prêmio pelo risco cambial “endógeno”, percebe-se a boa aderência da série, ao menos visualmente⁷.

Previsão do modelo GARCH-M (1,2) dentro da amostra para as variáveis em logaritmo

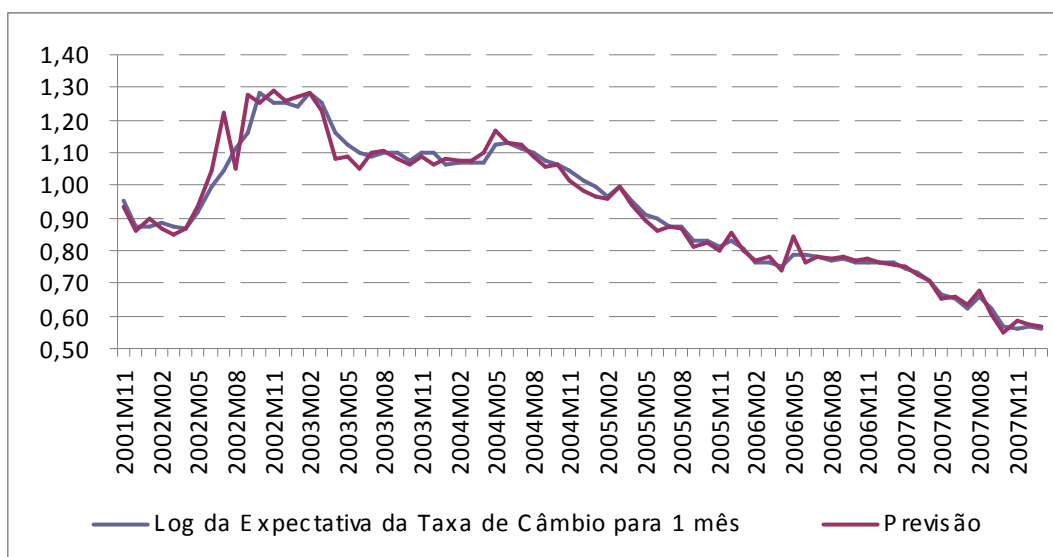


Gráfico (11)

Outro teste interessante é aquele realizado para dados fora da amostra. Isso porque a regressão foi baseada em dados de novembro de 2001 a janeiro de 2008, ao passo que as estimativas foram extrapoladas para fevereiro-julho de 2008. Em suma, os parâmetros da

⁷ O R^2 ajustado encontrado foi de 0,9667. Entretanto, o leitor deve se atentar para os problemas associados a essa métrica, uma vez que, quanto mais parâmetros no modelo, maior o aparente poder explicativo. Desta forma, o princípio da parsimônia pode não ser seguido.

regressão não foram atualizados de acordo com as informações mais recentes, sendo possível, assim, testar o real poder de previsão do modelo GARCH-M (p,q).

O gráfico (12) a seguir apresenta dados de julho de 2007 a julho de 2008, tendo um número reduzido de dados somente para efeitos de melhor visualização. A linha sólida em azul representa a variável $E_t[s_{t+1}]$, ou seja, a expectativa do mercado para o câmbio em 1 mês, e a linha sólida em vermelho indica os valores previstos pelo modelo dentro da amostra. Já a linha vermelha tracejada demonstra os valores previstos pelo modelo fora da amostra, juntamente com o intervalo de confiança superior e inferior de 95%. É notável que, para o teste fora da amostra, todos os valores recaem dentro do intervalo de confiança, o que sugere, estatisticamente, um bom poder preditivo.

Previsão do modelo GARCH-M (1,2) fora da amostra para as variáveis em logaritmo

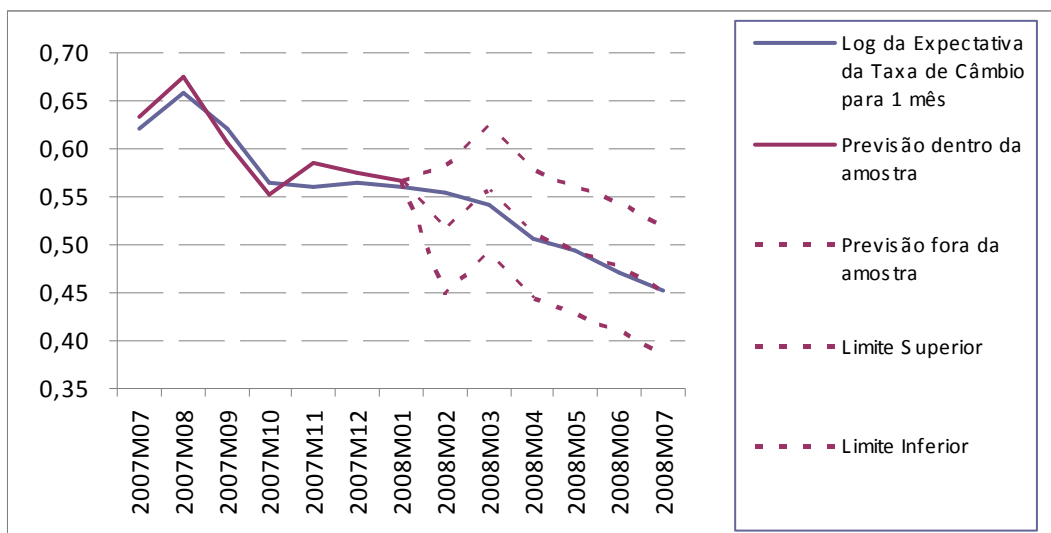


Gráfico (12)

8. Implicações para a Administração Pública

Através da análise acima, fica bastante claro que o prêmio pelo risco cambial é diretamente ligado aos fundamentos da economia, conforme já explicitado em Garcia e Olivares (2001). Uma simples verificação das correlações entre as variáveis envolvidas deixa isso claro. Na tabela (15) abaixo, estima-se a matriz de correlação do logaritmo do *spread* do *Credit Default Swap* (CDS) de 5 anos (CDS5Y), Índice Bovespa (IBOV) e do Prêmio pelo Risco Cambial (FXRP) obtido na seção anterior. Nota-se a correlação positiva do prêmio de risco e do CDS de 5 anos, o que sugere a dependência de ambas as variáveis com relação a uma fonte comum – a situação macroeconômica do país. Os sinais das correlações demonstram que o prêmio de risco é positivamente correlacionado com o *spread* do CDS de 5 anos e negativamente

correlacionado com o movimento do mercado acionário no Brasil, os quais são amplamente esperados em nível teórico.

	<i>CDS 5Y</i>	<i>FXRP</i>	<i>IBOV</i>
<i>CDS 5Y</i>	1,00	0,45	(0,97)
<i>FXRP</i>	0,45	1,00	(0,40)
<i>IBOV</i>	(0,97)	(0,40)	1,00

Tabela (15)

Isso corrobora que reformas micro e macroeconômicas, saneamento das contas fiscais e melhora do balanço de pagamentos no longo prazo podem fazer com que o risco Brasil caia significativamente, o que por sua vez também levará a uma queda no prêmio pelo risco cambial. Nota-se também que a correlação entre o prêmio de risco e o Índice Bovespa é negativa e da ordem de 0,40.

O prêmio pelo risco cambial, sempre negativo para o Brasil, é apresentado no gráfico (13) a seguir com sinal invertido (multiplicado por -1, ou seja, positivo) para fins de análise apenas. A estimativa foi baseada na equação encontrada anteriormente na especificação GARCH-M (1,2), a qual é reescrita abaixo:

$$p_t = \sqrt{h_t} \quad (47)$$

$$h_t = \phi_0 + \phi_1 v_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} + \lambda_2 h_{t-2} \quad (48)$$

Em que:

$$h_t = 0,0003 + 0,8893 * v_{t-1}^2 + 0,1495 * h_{t-1} - 0,1639 * h_{t-2} \quad (49)$$

Comportamento do Prêmio pelo Risco Cambial no Brasil (multiplicado por -1)

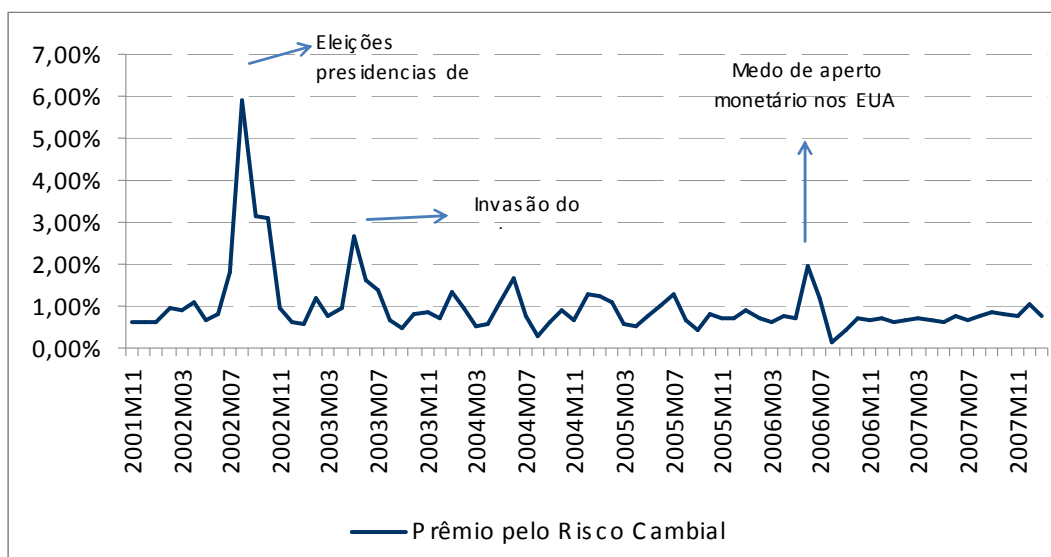


Gráfico (13)

Nota-se que, em momentos de estresse do mercado financeiro, o prêmio pelo risco cambial varia drasticamente, o que sugere, de fato, uma forte correlação com os fundamentos macroeconômicos. Os picos no gráfico são relacionados a eventos que afetaram a economia brasileira e mundial de forma bastante significativa: As eleições presidenciais de 2002, na qual Lula era visto pelo mercado financeiro como uma ameaça à estabilidade macroeconômica, a invasão das tropas americanas no Iraque e seus possíveis impactos sobre o preço do petróleo em 2003 e o medo de um aperto monetário mais brusco por parte do Federal Reserve em 2007.

9. Conclusão

O viés do mercado de câmbio tem sido alvo de vários estudos empíricos nas últimas décadas, sendo a rejeição da hipótese de não-viés a resposta mais freqüente. O desenvolvimento empírico foi acompanhado também pelo surgimento de várias teorias econômicas que procuram explicar tal discrepância, tais como *Learning*, *Peso Problem*, irracionalidade dos mercados e prêmio pelo risco cambial.

Neste estudo, optou-se pela abordagem do prêmio pelo risco cambial, tanto pela sua razoabilidade econômica, como pela sua testabilidade empírica. Ressalta-se ainda a utilização de pesquisas de mercado para os testes conduzidos ao longo deste estudo, não se fazendo, assim, quaisquer premissas sobre as expectativas dos investidores, tal como no caso das expectativas racionais. O período analisado compreende dados mensais de Novembro/2001 a Janeiro/2008. A escolha de observações mensais e taxas *forwards* de 1 mês não foi arbitrária,

dado que, quando os contratos se sobrepõem, o resíduo segue obrigatoriamente um processo de média móvel, algo que deve ser evitado. A explicação teórica para tal fato foi derivada matematicamente nas seções anteriores.

Outro ponto relevante é que, ao contrário da maioria dos estudos, utilizaram-se, neste presente caso, variáveis em nível para os testes econométricos, haja vista a não comparabilidade dos coeficientes de inclinação sob a hipótese alternativa. A demonstração teórica prova que somente sob a hipótese nula é possível a comparação de tais coeficientes, sendo falsa, portanto, a idéia de que as variáveis em primeira diferença fornecem resultados mais consistentes - devido a não-estacionariedade do câmbio/*forward*. Experimentos de Monte Carlo foram conduzidos para se verificar ainda o quão diferente os coeficientes podem ser quando a hipótese nula é violada. Além disso, foi possível demonstrar que existe cointegração entre as variáveis estudadas (*forward* e expectativa do mercado para taxa de câmbio no futuro).

De acordo com o teste da abordagem tradicional, ou seja, assumindo a inexistência de um prêmio de risco cambial, a primeira vista não se pode rejeitar a hipótese nula de que o intercepto da regressão é igual a zero e o coeficiente de inclinação é igual a 1. Entretanto, esses resultados são amplamente questionáveis, haja vista que a análise dos correlogramas dos resíduos ao quadrado indicou forte presença de autocorrelação, sugerindo possivelmente erros de especificação no modelo. Notou-se também a presença de heteroscedasticidade na série observada.

Pela abordagem alternativa do prêmio pelo risco cambial, o não-viés do mercado *forward* no Brasil não foi rejeitado, uma vez que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, ou seja, o mercado brasileiro cambial de *forward* reflete adequadamente a visão dos economistas – obtida junto a pesquisas de mercado realizadas periodicamente pelo Banco Central do Brasil – quando se modela o prêmio pelo risco cambial através de Modelos Auto-regressivos Condicionais Generalizados de Heteroscedasticidade na Média ou GARCH-M. Adicionalmente, o correlograma dos resíduos ao quadrado não apresentou nenhum dado fora do intervalo de confiança estabelecido, sugerindo, assim, uma especificação adequada do modelo. Deve-se notar que o prêmio de risco foi modelado através de uma *proxy*, dada a não observabilidade de tal variável no mercado. A estimação econométrica foi feita através do modelo GARCH-M (1,2), no qual o prêmio de risco depende de sua variância condicional, o que parece ser algo razoável tendo em vista o *trade-off* entre risco e retorno.

O coeficiente de correlação positivo entre o prêmio pelo risco cambial estimado e o *spread* do CDS (*Credit Default Swap*) de 5 anos demonstra que as variáveis têm suas causas em fatores comuns, tais como situação das contas fiscais, saldo do balanço de pagamentos, etc. Isso sugere que o prêmio de risco será reduzido se, e somente se, as causas da instabilidade macroeconômica forem atacadas, principalmente através de reformas estruturais, tanto em nível micro como em nível macroeconômico.

Por fim, deve-se notar que o coeficiente beta não demonstrou estabilidade ao longo do tempo. Análises conduzidas através de *rolling regressions* demonstraram que o coeficiente varia razoavelmente ao longo do tempo, o que pode gerar problemas quando a análise é feita com a utilização de toda a amostra. Outro ponto importante a ser destacado é que, embora não mensurado neste presente estudo, parece existir uma estrutura a termo ascendente do prêmio pelo risco cambial, o que é razoável do ponto de vista teórico. Isso se deve ao fato de que, quanto maior o horizonte de investimento, maior o prêmio requerido pelos agentes econômicos para arcar com tal risco. A premissa de que investidores se preocupam apenas com o risco sistemático dos ativos, segundo o CAPM, foi deixada em segundo plano, sendo algo a ser incorporado em estudos futuros.

Bibliografia

BHAR, R., CHIARELLA, C. and PHAM, T. *Modeling the Currency Forward Risk Premium: Theory and Evidence*. School of Finance and Economics. University of Technology, Sydney, Australia. School of Banking and Finance, The University of New South Wales, Australia: 1998.

BIDARKOTA, P. *Risk Premia in Forward Foreign Exchange Markets: A Comparison of Signal Extraction and Regression Methods*. Department of Economics, Florida International University: 2004.

BREWER III, Elijah, CARSON, James M., ELYASIANI, Elyas, MANSUR, Iqbal and SCOTT, William L. *Interest Rate Risk and Equity Values of Life Insurance Companies: A GARCH-M Model*. 2005.

CAMPBELL, J., LO, A. and MACKINLAY, A. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press: 1997.

ELYASIANI, Elyas and MANSUR, Iqbal. *Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate: A GARCH-M Model*. Journal of Banking and Finance 22: 1998, 535-563.

ENDERS, Walter. *Applied Econometrics Time Series*. Second Edition. Wiley: 2004.

ENGLE, Robert F., LILIEN, David and ROBINS, Russell. *Estimation of Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model*. Econometrica 55: 1987, 391-407.

FAMA, Eugene. *Forward and Spot Exchange Rates*. Journal of Monetary Economics 14: 1984, 319-338.

FRANKEL, J and POONAWALA, J. *The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies*. NBER Working Paper Series: Aug-2006.

GARCIA, M. e DIDIER, T. *Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil*. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro: 2001.

GARCIA, M. e OLIVARES, G. *O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real*. Revista Brasileira de Economia: Abr/Jun 2001.

HODRICK, R. *Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets* (Fundamentals of Pure and Applied Economics, Vol. 24). Harwood Academic Publishers: 1987.

HULL, J. *Options, Futures and Other Derivatives*. 3rd Edition. Prentice Hall: 1995.

MCCALLUM, B.T. *A Reconsideration Of The Uncovered Interest Parity Relationship*. Journal of Monetary Economics, 33: 1994, 105-32.

MEESE, R.A., and SINGLETON, K.J. *On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates*. Journal of Finance, 37: 1982, 1029-35.

OBSTFELD, M. and ROGOFF, K. *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press: 1996.

RIVERA-BATIZ, F. and RIVERA-BATIZ, L. *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. 1984.

SCHWARTSMAN, Alexandre. *Beyond the surface*. Local Markets – Latam View, ABN Amro: Oct-2006.

SIEGEL, J. *Risk, Interest Rates and the Forward Exchange*. Quarterly Journal of Economics, 86: 1972, 303-09.

TAKAGI, Shinji and ESAKA, Taro. *Risk Premiums and Exchange Rate Expectations: A Reassessment of the So-Called Dollar Peg Policies of Crisis East Asian Countries*. ESRI Discussion Paper Series no. 3, Osaka University: Jun-2001.

THORNTON, D. *Resolving the Unbiasedness and Forward Premium Puzzles*. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper Series: Mar-2007.

WESSO, G. R. *The forward Rate as an Optimal Predictor of the Future Spot Rate in South Africa: An Econometric Analysis*. South African Reserve Bank. Occasional Paper no. 13: Sep-1999.