

## 4 Resultados

### 4.1 Prêmio de Risco por Volatilidade

Inicialmente é feita uma análise estatística do ativo objeto das opções de compra. Neste caso, a taxa à vista de câmbio BRL/USD. A Tabela 1 mostra a estatística descritiva para o preço a vista e para o log-retorno do câmbio. A partir dela pode-se comprovar alguns fatos estilizados como assimetria, elevada curtose e não normalidade da distribuição incondicional. Foi realizado teste ADF de raiz unitária e a série mostrou estacionariedade no retorno mas não nos preços.

Observa-se que as premissas do modelo Black-Scholes, de lognormalidade do retorno do câmbio e de volatilidade constante não se verificam na prática. No Teste de Levene ( $H_0$ : variância constante) rejeita-se a hipótese nula. Logo tanto a série do retorno quanto a série da taxa de câmbio à vista são heterocedásticas.

Tabela 1: Estatística Descritiva da distribuição incondicional do BRL/USD. Jan/2000-Set/2012.

	$S_t$	$r_t$ (%)
Média	2,20	0,00525
Assimetria	0,93	1,16
Curtose	3,15	31,21
Teste de Jarque-Bera	257,36	59537
Teste de Levene	23,19	6,83

Nota: Amostra com 1.785 observações diárias de Jan./2000 – Set./2012.  $r_t = \ln(S_{t+1}/S_t)$ .

A Tabela 2 mostra a estatística descritiva para a amostra de opções de moedas. Três pontos importantes podem ser destacados: Primeiro, elevada volatilidade implícita verificada no mercado brasileiro comparada a níveis internacionais; Segundo, grande diferencial nas taxas de juros externas e internas; Terceiro, existe volatilidade da volatilidade - o que contradiz a pressuposição inicial do modelo Black-Scholes de volatilidade constante.

Tabela 2: Estatística Descritiva de opções de compra de dólar. Jan/2000 – Set/2012

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Preço da call	R\$ 0,026	R\$ 0,041	R\$ 0,001	R\$ 0,765
Preço de exercício (BRL/USD)	R\$ 2,16	R\$ 0,44	R\$ 1,45	R\$ 4,00
Taxa livre de risco % (BR)	13,58	4,13	7,63	26,58
Taxa livre de risco % (US)	2,12	2,06	0,25	6,50
Volatilidade Implícita	18,18%	10,33%	3,94%	134,86%

Nota: Amostra com 8.385 observações diárias. Em cada dia de negociação podem existir mais de uma opção com diferentes preços de exercícios e vencimentos distintos.

A Tabela 3 mostra o teste de média não-zero para o prêmio de risco por volatilidade para opções em diferentes posições em relação ao dinheiro. O prêmio de risco por volatilidade anualizado considerando todas as opções (sem divisão por proximidade do dinheiro) teve um valor médio de -5,7% e significativamente diferente de zero. Os valores dos prêmios de risco variam em função da proximidade do dinheiro da opção e do tempo<sup>8</sup>. Resultado similar é encontrado em Guo (1998), Sarwar (2002), Bakshi & Kapadia (2003) e Low & Zhang (2005). Bakshi & Kapadia (2003) encontram de modo geral ganhos de delta-hedge negativos com exceção para opções de compra muito dentro-do-dinheiro para o índice S&P500<sup>9</sup>. Os autores argumentam que a falta de liquidez para esta classe de opções tenham influenciado o resultado de ganhos positivos para o retorno.

As opções com maior prêmio de risco por volatilidade foram as opções dentro-do-dinheiro (ITM). O teste do valor-t sugere que os valores médios do prêmio de risco são estatisticamente diferentes de zero com 1% de significância, com exceção para as opções no-dinheiro (ATM). A não significância para este tipo de opção pode ser em parte explicado pelo fato de que o Modelo de Black-Scholes (1973) gera preços de opções virtualmente idênticos aos preços gerados pelos Modelos de volatilidade estocástica para opções no-dinheiro (ATM), portanto para estes tipos de opções os modelos de volatilidade estocástica não agregariam valor o que seria equivalente a um prêmio de risco por volatilidade igual a zero (Heston, 1993).

De modo geral, o comportamento do prêmio de risco é similar ao comportamento de viés de preço e da volatilidade implícita do modelo Black-

<sup>8</sup> Veja resultado do teste de médias não-zero ano a ano no Apêndice 1.

<sup>9</sup> Os resultados usando a metodologia similar a Bakshi & Kapadia (2003) e Low & Zhang (2005) podem ser vistos nos apêndices 2 e 3. Verificou-se prêmios de risco por volatilidade negativos, variantes no tempo e da proximidade do dinheiro, para o mercado de opções de câmbio brasileiro.

Scholes, ou seja, varia com a mudança da proximidade do dinheiro das opções. Observe que, assim como ocorre na volatilidade implícita, as opções no-dinheiro (ATM), apesar de não significativos, apresentam prêmio de risco menor (em valor absoluto) que as não no-dinheiro (ITM e OTM).

O comportamento de *smiles* na volatilidade implícita é comum no mercado de câmbio brasileiro. Conforme descrito por Costa (1998, p.153):

“...Ao contrário do mercado de opções de ações, o mercado de opções de câmbio é testemunha de vários casos de smiles. Neste mercado, opções bastante out-the-money (com delta abaixo de 0,10) têm liquidez, pelo fato de que há investidores interessados em hedgear o pior caso possível...”

Ainda não se conhecem ao certo as causas desse comportamento da volatilidade implícita. Segundo Costa (1998) costuma-se atribuí-las ao fato da distribuição de preço do ativo objeto ser leptocúrtica (distribuição com caudas pesadas)<sup>10</sup>.

Tabela 3: Teste de Média não-zero para o prêmio de risco por volatilidade. Metodologia similar a de Sarwar (2002). Jan/2000 – Set/2012.

	Todos	ATM	ITM	OTM
Média	-0,057	-0,029	-0,162	-0,063
DP	1,154	1,770	0,406	0,527
N	8.385	3.111	551	4.723
Valor-t	-4,53***	-0,92	-9,38***	-8,24***

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância.  $H_0$ : Média = 0. As classes das opções são divididas da seguinte maneira: ATM se a razão preço a vista/preço de exercício estiver entre 0,98 e 1,02 exclusive; ITM se a razão preço a vista/preço de exercício  $\leq 0,98$  e OTM se a razão preço a vista/preço de exercício  $\geq 1,02$ .

A descoberta de prêmio de risco não-zero contradiz a suposição de preço zero para o risco de volatilidade em alguns modelos de volatilidade estocástica, como por exemplo nos modelos de Hull & White (1987) e de Scott (1987). Estes referidos modelos assumem que o mercado seja indiferente ao risco de volatilidade e apesar de ser pouco atrativo do ponto de vista teórico isso simplifica a precificação e o cálculo da variância.

<sup>10</sup> Pode ser observado na estatística descritiva do preço do ativo objeto ( $S_t$ ) que possui excesso de curtose (Tabela 1).

Diversos estudos apontam para a presença de um prêmio de risco diferente de zero tais como em Merville & Piepkea (1989), Melino & Turnbull (1990) e Guo (1998).

O sinal negativo para prêmio de risco por volatilidade está em acordo com alguns trabalhos tais como em Bakshi & Kapadia (2003) e Low & Zhang (2005). Do ponto de vista estatístico, um prêmio de risco negativo é consistente com a noção de que a volatilidade de mercado frequentemente aumenta quando o retorno do mercado cai. Consequentemente, no mundo de volatilidade estocástica, a baixa performance do portfolio delta-hedge é equivalente a existência de um prêmio de risco de volatilidade negativo.

Já do ponto de vista econômico, o investidor avesso ao risco deseja pagar um prêmio de risco positivo pelo risco de volatilidade o que ocasionaria aumento nos preços de opções. O sinal de prêmio de risco por volatilidade depende do coeficiente beta do portfolio protegido. Assim, um prêmio de risco negativo significa um beta negativo num portfolio de opções de moeda protegido (Wiggins, 1987). Conceitualmente um ativo com beta negativo é equivalente a um seguro logo um portfolio protegido de moeda forneceria uma excelente proteção para retornos de moedas quando o retorno de mercado despenca.

O processo com a raiz quadrada da volatilidade com reversão à média é atraente por diversas razões. Primeiro, a volatilidade implícita na opção de moeda é estacionária e com reversão à média (Jorion, 1995). De fato, foi realizado o teste de raiz unitária ADF na série de volatilidade implícita e houve rejeição de raiz unitária, logo a volatilidade implícita no Brasil apresentou estacionariedade e reversão à média<sup>11</sup>. Segundo, o modelo de precificação de Heston (1993) baseado nesse processo permite risco sistemático por volatilidade, ao contrário de Hull & White (1987) e outros que assumem prêmio de risco por risco de volatilidade igual a zero.

Portanto, o impacto de um prêmio de risco negativo nos preços das opções pode ser melhor examinado através da equação do modelo de volatilidade estocástica de Heston (1993).

---

<sup>11</sup> Veja Apêndice 4.

De modo geral, Heston (1993) propõe uma solução fechada para o preço de uma opção Européia em um ativo com volatilidade com reversão-a-média. A dinâmica da taxa de câmbio à vista e a variância são:

$$\frac{dS}{S} = \mu dt + \sqrt{V(t)} dz_s(t) \quad (24)$$

E

$$dV(t) = \kappa(\theta - V(t))dt + \sigma_v \sqrt{V(t)} dz_v(t) \quad (25)$$

Onde  $dz_s$  e  $dz_v$  são processos de Wiener com correlação instantânea  $\rho$ . Trata-se de um processo com reversão à média com os seguintes parâmetros: média de longo prazo, velocidade de reversão à média e volatilidade da variância (respectivamente  $\theta$ ,  $\kappa$ ,  $\sigma_v$ ).

No mundo neutro ao risco, o processo descrito acima que incorpora a compensação apropriada pelo risco de volatilidade é dado por:

$$dV(t) = \kappa^*(\theta^* - V(t))dt + \sigma_v \sqrt{V(t)} dz_v(t) \quad (26)$$

Onde  $\kappa^* = \kappa + \lambda$ ;  $\theta^* = \kappa\theta/(\kappa + \lambda)$  e  $\lambda$  é o parâmetro de prêmio de risco por volatilidade. Um valor negativo para o prêmio de risco ( $\lambda$ ) aumenta o valor da variância ajustada a risco,  $\theta^*$ , que por sua vez aumenta os preços das opções de moeda pelo Modelo de Heston (1993). Assim, um prêmio de risco negativo tende a aumentar os preços das opções de moeda.

A Tabela 4 mostra que, com exceção da ITM, o prêmio de risco por volatilidade possui uma relação positiva e significativa com o nível da volatilidade. Isto implica que o preço da opção de moeda aumenta em períodos de alta volatilidade não somente devido a volatilidade elevada mas também em função do aumento do prêmio de risco.

Assumindo-se que o valor de uma opção não é livre de preferências, um tratamento formal do prêmio de risco requer um modelo de equilíbrio tais como em Breeden (1979) e Cox et al. (1985). Nestes modelos o prêmio de risco pode ser representado como proporcional a volatilidade  $V$ , isto é,  $\lambda(S, V, t) = \lambda V$ . O

Teste de Wald examina se a relação positiva do prêmio de risco é proporcional a volatilidade o que não se verifica (rejeição da Hipótese nula).

Tabela 4: Testes para a relação entre o prêmio de risco por volatilidade e a volatilidade

	Todos <sup>^</sup>	ATM	ITM	OTM
Intercepto ( $\alpha$ )	-0,11*** (0,026)	-0,19** (0,073)	-0,12*** (0,029)	-0,17*** (0,017)
Inclinação ( $\beta$ )	0,32*** (0,122)	1,14** (0,474)	-0,17* (0,094)	0,51*** (0,077)
R <sup>2</sup>	0,0008	0,0020	0,0055	0,0092
Teste de Wald ( $H_0: \alpha = 0; \beta = 1$ )	195,73	14,13	363,91	622,13

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Erro padrão entre parênteses. O modelo de regressão é  $\lambda_t = \alpha + \beta V_t + \varepsilon_t$  onde  $\lambda_t$  é o prêmio de risco por volatilidade,  $V_t$  é o nível de volatilidade e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. <sup>^</sup> os resíduos foram correlatados (não são ruído branco), porém com autocorrelações muito baixo.

Apesar destes modelos de equilíbrio apontarem para uma relação direta entre prêmio de risco e o nível da volatilidade é possível que o mesmo esteja relacionado também a mudanças na volatilidade. A Tabela 5 mostra testes para a relação entre o prêmio de risco e diferentes variantes de mudança de volatilidade (volatilidade da volatilidade). Os resultados das regressões indicam que o prêmio de risco não tem relação positiva significativa com mudanças na volatilidade. Dessa maneira de acordo com a Tabela 4 e a Tabela 5 o prêmio de risco teria relação positiva significativa apenas com o nível de volatilidade e não com as mudanças na volatilidade, o que estaria em conformidade com alguns modelos de equilíbrio. Sarwar (2002) chega a resultados semelhantes usando o mercado de opções de Libra Esterlina/USD.

Tabela 5: Testes para a relação entre o prêmio de risco por volatilidade e mudanças na volatilidade

	$v_t$	$\Delta V_t$	$ v_t $	$ \Delta V_t $
Intercepto ( $\alpha$ )	-0,06*** (0,0126)	-0,06*** (0,0126)	-0,05*** (0,0176)	-0,06*** (0,0155)
Inclinação ( $\beta$ )	-0,02 (0,0491)	-0,15 (0,2431)	-0,04 (0,0686)	0,08 (0,2985)
$R^2$	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Erro padrão entre parênteses. O modelo de regressão é  $\lambda_t = \alpha + \beta Z_t + \varepsilon_t$  onde  $\lambda_t$  é o prêmio de risco por volatilidade,  $Z_t$  representa variantes de mudança de volatilidade e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. As variantes de volatilidade da volatilidade são:  $v_t = \log(V_t/V_{t-1})$ ;  $\Delta V_t = V_t - V_{t-1}$  e seus valores absolutos. Em todas as regressões os resíduos foram correlatados (não são ruído branco), porém com autocorrelações muito baixo.

O baixo valor para  $R^2$  nas regressões pode ser causado pela presença de erros correlacionados (apesar dos valores bem próximos a zero) em algumas regressões o que seria indício da existência de informação adicional não prevista pelo modelo dentro dos ruídos. Uma possibilidade seria a presença não somente de prêmio de risco por volatilidade mas também um prêmio de risco cambial e risco país também no mercado de opções similar ao verificado em Garcia & Olivares (2001) no mercado futuro.

## 4.2

### Prêmio de Risco Cambial pela Teoria da Paridade de Juros

A Tabela 6 mostra os resultados do MQO para os testes de CIP e UIP. Tanto a paridade coberta quanto a descoberta foram rejeitadas através do Teste de Wald. Porém com a inclusão do risco país obtivemos parâmetros significativos para a UIP e valor negativo para o parâmetro da diferencial de juros em sintonia com o apresentado por Fama (1984).

Tabela 6: Resultados do MQO ( Julho/1994 – Agosto/2012)

		$\alpha$	$\beta$
CIP	$r-r^*$	0,001224 (0,001475)	0,017807*** (0,003138)
	$r-r^*-y$	0,007297*** (0,001126)	0,002340 (0,001764)
UIP	$r-r^*$	0,00499 (0,006949)	-0,003660 (0,014784)
	$r-r^*-y$	0,024099*** (0,004491)	-0,048862*** (0,007038)

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Erro padrão entre parênteses. Os resíduos foram descorrelatados (ruído branco). Foi realizado Teste Wald para  $H_0: \alpha = 0; \beta = 1$  que foram rejeitados. Amostra com 218 dados mensais.

Um dos fatos estilizados de séries temporais financeiras é a presença de passeio aleatório. Como a metodologia GARCH deve ser aplicada a séries estacionárias é necessário realizar teste de raiz unitária. Portanto, a Tabela 7 mostra o teste de raiz unitária para o diferencial de juros e risco país ( $r - r^* - y$ ) e para a mudança na taxa de câmbio ( $s_{t+1} - s_t$ ). O Teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o teste Phillips-Perron foram escolhidos para realizar este teste nas séries. Ambos rejeitam a hipótese nula (série possui raiz unitária), portanto as séries são estacionárias.

Tabela 7: Teste de Raiz Unitária

	$s_{t+1}-s_t$	$r-r^*-y$
ADF	-13,82***	-11,33***
Phillips-Perron	-13,82***	-11,55***

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância

A Tabela 8 mostra os resultados estimados da UIP ajustada a risco pelo modelo CGARCH-M conforme a eq. (23) com erros seguindo a distribuição GED estimados por máximo verossimilhança (MLE).

O intercepto é significativo indicando prêmio de risco constante. O coeficiente do diferencial de juros foi negativo. Isto significa que um aumento



neste diferencial levará a uma queda na mudança esperada da taxa de câmbio<sup>12</sup>. Isto é consistente com literatura anterior (Froot & Thaler, 1990 e Engel, 1996). Entretanto, Bansal & Dahlquist (2000) encontram estimativas positivas para países emergentes e Li et al. (2012) acham sinal positivo significativo para o Brasil. Entretanto, com a adequação na fórmula original da CIP proposta por Garcia & Olivares (2001) a realidade brasileira parece se aproximar de países desenvolvidos.

O coeficiente negativo de  $\gamma$  corresponde a teoria de média-variância ou teoria da utilidade esperada. Quando há um aumento no risco, a depreciação de moedas locais diminui, e o retorno em moeda estrangeira aumenta. O investidor avesso ao risco requer mais retorno com o aumento do risco. Melander (2009) utilizando modelo GARCH também acha prêmio de risco negativo quando testa a condição de UIP para dados da Bolívia. Li et al. (2012) também acham sinal negativo significativo para o Brasil.

O Teste de Wald para prêmio de risco nulo é rejeitado. Entretanto, testes para outros países mostram justamente o contrário. Veja Domowitz & Hakkio (1985).

O coeficiente  $\phi_2$  é significativo confirmando a presença de persistência de longo prazo para a volatilidade do prêmio de risco. A aproximação da volatilidade permanente ao valor  $\phi_1$  invariante no tempo não é feita lentamente no caso brasileiro<sup>13</sup>, devido talvez a sucessivas intervenções governamentais. De certo modo a persistência mede o quão importante informações recentes são em prever variâncias futuras. Esta questão é de grande relevância pois explica como novas informações influenciam o preço atual dos ativos (Engle & Bollerslev, 1986).

Os coeficientes  $\phi_4$  e  $\phi_6$  respectivamente medem o impacto inicial de um choque e o grau de memória no componente transitório. Portanto, a soma ( $\phi_4 + \phi_6$ ) mede a persistência de um choque no componente transitório e apesar de não significativos a soma dos parâmetros é menor que  $\phi_2$  o que implica num modelo estável e que a volatilidade de curto prazo converge mais rápido do que a de longo prazo. O componente de volatilidade de longo prazo maior indica que o prêmio de

<sup>12</sup> É praticamente um fato estilizado estimativas de  $\beta$  mais próximos de -1 do que +1, implicando que moedas com alta taxa de juros tendem a apreciar quando a UIP prevê depreciação. Este fato é conhecido como “*forward bias puzzle*” e abre espaço para operações de *carry trade* no mercado de câmbio.

<sup>13</sup> Parâmetro  $\phi_2$  próximo de 1 indica aproximação lenta.

risco sofre maior influência de choques nos fundamentos econômicos do que mudanças no sentimento do mercado. Resultado similar é encontrado Byrne & Davis (2005) e Pramor & Tamirisa (2006).

O coeficiente assimétrico  $\phi_5$  é negativo e significativo o que implica que depreciações da moeda local inesperadas possuem efeito maior do que apreciações, ou seja, a depreciação inesperada aumenta a volatilidade de curto prazo. Isto é consistente com crises de moedas e está em linha com Byrne & Davis (2005). De acordo com pesquisas anteriores tais como em Koutmos et al. (1993), coeficientes positivos estão normalmente relacionados ao fato das moedas serem tradicionalmente moedas de *funding* para operações de *carry trade* (Iene<sup>14</sup> e Franco Suíço, por exemplo) e que apreciam em momentos de elevada volatilidade devido ao desmonte do *carry trade* ou pela presença de bolhas especulativas.

Tabela 8: UIP-Modificada ajustada a risco pelo modelo CGARCH-M.

$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$
<b>0,0273***</b> (0,0078)	<b>-0,0207***</b> (0,0042)	<b>-0,5291**</b> (0,2221)	<b>0,0014***</b> (0,0002)	<b>0,3789***</b> (0,0731)	<b>0,6016*</b> (0,3648)
$\phi_4$	$\phi_5$	$\phi_6$	$\phi_2 = \phi_3 = 0$	$\beta = 1$	$\alpha = \gamma = 0$
-0,1510 (0,3623)	<b>-0,2773*</b> (0,1497)	0,4990 (0,5440)	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Resíduos não possuem correlação serial (Ruído branco). Erro Padrão entre parênteses.

A Figura 1 mostra os componentes estimados da volatilidade do prêmio de risco permanentes e transitórios para o modelo CGARCH-M. O componente transitório é mais volátil do que o componente permanente. A volatilidade transitória é influenciada pelo sentimento de mercado que está relacionado a pressões especulativas de curto prazo. Oliveira & Filho (2007) mostram que a existência de dívida externa e o tamanho da empresa afetaram positivamente a probabilidade de *hedge*, enquanto as receitas de exportação afetaram positivamente a probabilidade de especulação no mercado cambial brasileiro.

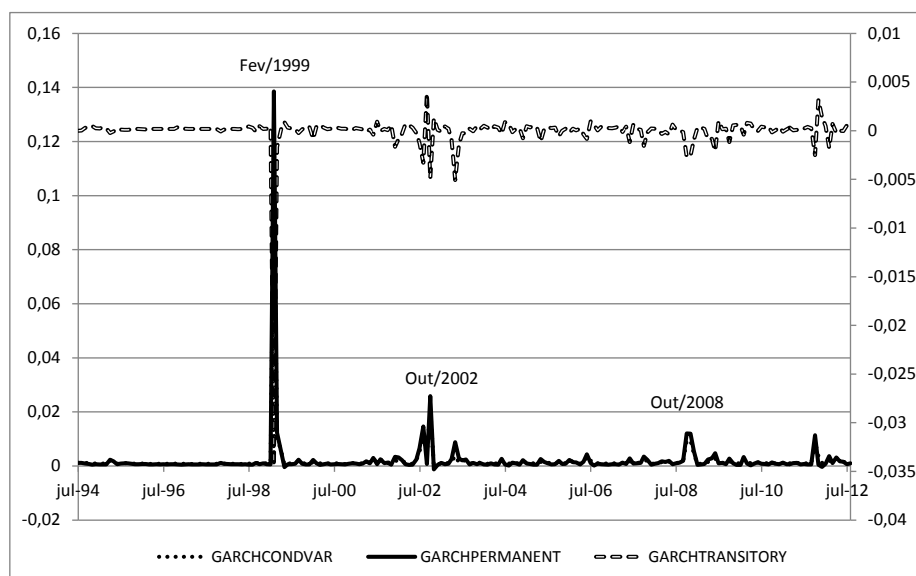
<sup>14</sup> Uma moeda em queda é a chave do *carry trade*, pois significa que os investidores terão menos a pagar quando liquidarem seu empréstimo. Nos anos 90 e no início da década de 2000, o iene era a principal moeda usada para financiar *carry trade*, pois os juros no Japão estavam bem abaixo de outros países. A diferença se tornou menos gritante durante a crise financeira, quando os bancos centrais dos EUA e da Europa cortaram suas taxas de juros.

Estes resultados sugerem que em períodos de grande volatilidade do câmbio – como no ano de 2002 – a demanda das empresas por derivativos de câmbio está fortemente relacionada a motivos especulativos.

Já a volatilidade permanente é influenciada pelos fundamentos macroeconomicos, tais como mercado de bens, onde ajustes são mais demorados devido a inércia natural desse tipo de mercado. Isto implica que alterações no sentimento de mercado tendem a ser determinantes da volatilidade menos importantes do que mudanças nos fundamentos.

Além disso, pode-se observar picos de volatilidade no mercado em momentos de mudança de regime cambial ou de crise como ocorrido em 1999 quando houve mudança do regime cambial e nas crises eleitorais e *subprime* americana, respectivamente em 2002 e em 2008.

Figura 1: Componentes da volatilidade do prêmio de risco



#### 4.2.1

#### Determinantes da volatilidade do prêmio de Risco

A volatilidade do prêmio de risco é dividida em dois componentes: um permanente e um transitório. Segundo Engle & Lee (1999) e Pramor & Tamirisa (2006) os dois componentes da volatilidade são influenciados por diferentes

fatores: a tendência de longo prazo da volatilidade como reflexo de choques aos fundamentos econômicos, e a volatilidade transitória pelo sentimento do mercado e posições tomadas no curto prazo.

Nesta seção procura-se verificar a validade do comportamento da volatilidade do prêmio de risco permanente e transitório, isto é, se de fato estes componentes são determinados por fatores fundamentais e por fatores de sentimento de mercado respectivamente.

O VIX S&P 500 é utilizado como *proxy* para capturar o apetite pelo risco e restrições de liquidez por *funding*. Sarno et al. (2012, p. 300) encontram prêmio de risco negativamente relacionado com o VIX, ou seja, “...em momento de incerteza global no mercado e aumento nas restrições de liquidez, investidores demandam prêmio de risco maior em moedas de alto retorno...” (argumento de *flight-to-quality*). Em outras palavras, o nível do prêmio de risco para moedas com alto retorno se eleva. Será que ocorre o mesmo com a volatilidade do prêmio de risco? Em caso positivo é de se esperar que o componente transitório da volatilidade do prêmio de risco também seja negativamente relacionado com o VIX, o que de fato ocorre conforme observado na Tabela 9. Tanto o componente transitório da volatilidade como o VIX são estacionários (foi feito teste de raiz unitária ADF onde se rejeitou a hipótese nula).

Tabela 9: Componente transitório da volatilidade do prêmio de risco e aversão global a risco

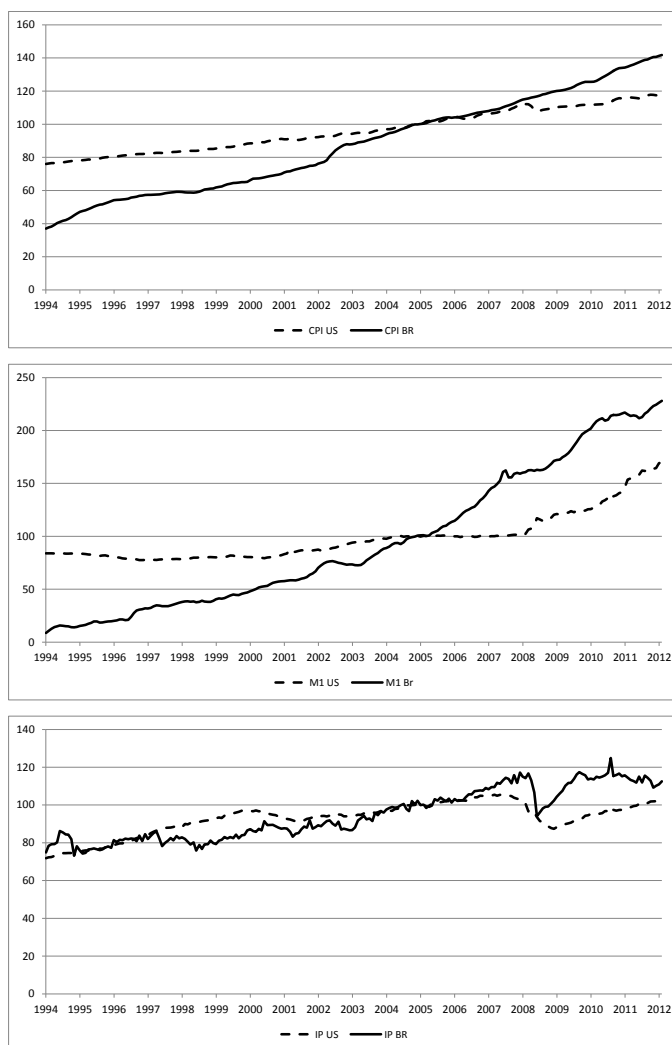
	$\lambda_t = \alpha + \beta VIX_t + \varepsilon_t$
	0,000660
$\alpha$	(0,000460)
	- 0,00004*
$\beta$	(0,00002)
$R^2$	0,0156

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Erro Padrão entre parênteses. O modelo de regressão é  $\lambda_t = \alpha + \beta VIX_t + \varepsilon_t$  onde  $\lambda_t$  é o componente transitório da volatilidade do prêmio de risco,  $VIX_t$  é o VIX S&P500 e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. Resíduos não possuem correlação serial.

Para o componente permanente da volatilidade do prêmio de risco os resultados também se mostraram promissores. Engel & West (2005) trabalham com modelos convencionais de precificação de ativos nos quais a taxa de câmbio é o valor presente esperado descontado de uma combinação linear de variáveis

fundamentais observáveis e choques não observáveis. Eles argumentam que taxa de câmbio flutuante entre países com taxa de inflação similares seguem um passeio aleatório. Logo, variáveis fundamentais não auxiliariam prever mudanças futuras na taxa de câmbio.

Figura 2: Variáveis fundamentais observáveis



Fonte: OECD

A Figura 2 acima mostra o comportamento das variáveis fundamentais observáveis que são consideradas na análise do comportamento da volatilidade de longo prazo do prêmio de risco. São dados mensais de Julho/1994 até Agosto/2012 e incluem respectivamente o índice de preços, o agregado monetário M1 como medida quantitativa da oferta de moeda e o índice de produção industrial tanto para o Brasil como para os EUA.

A Tabela 10 mostra o resultado da regressão entre o componente permanente da volatilidade do prêmio de risco e variáveis fundamentais observáveis. A variável  $\Delta(m - m^*)$  representa a mudança percentual da diferença logarítmica entre o M1 brasileiro e norte-americano respectivamente. O mesmo vale para o índice da produção industrial e para o índice de preços:  $\Delta(ip - ip^*)$  e  $\Delta(p - p^*)$ . Os dados foram extraídos do OECD. Engel & West (2005) propõe como variável fundamental observável a diferença entre  $\Delta(m - m^*) - \Delta(PIB - PIB^*)$ . Porém como dados mensais para o PIB são difíceis de se obter, utilizou-se como *proxy* o índice de produção industrial  $\Delta(m - m^*) - \Delta(ip - ip^*)$ , assim como em Sarno et al. (2012).

De acordo com os resultados, as variáveis fundamentais observáveis não adicionam informação para previsão da componente de longo prazo da volatilidade do prêmio de risco. Isso implica que choques não observáveis, isto é, eventos não antecipados devem ser mais influentes na determinação da componente permanente da volatilidade do prêmio do que as variáveis fundamentais.

Dornbusch (1980) demonstra que muito da instabilidade observada nas taxas de câmbio se deve a distúrbios não antecipados. Engel & West (2005) chegam a conclusão semelhante porém para previsão de mudanças futuras na taxa de câmbio. Albuquerque et al. (2012) acham que choques de demanda possuem papel central para aumentar a performance de modelos padrões de precificação de ativos, e que explicariam algumas anomalias tais como *equity premium* e a fraca correlação entre o retorno de ações e variáveis fundamentais (crescimento do consumo e da produção).

Tabela 10: Componente permanente da volatilidade do prêmio de risco e variáveis fundamentais observáveis (Modelo MQO)

	0,002181***
$\alpha$	(0,000664)
	3,82E-07
$\beta$	(2,60E-06)
	0,000134
$\theta$	(0,001007)

Nota: \*\*\* 1% , \*\* 5% e \*10% de nível de significância. Erro Padrão entre parênteses. O modelo

de regressão é  $\lambda_t = \alpha + \beta[\Delta(m - m^*) - \Delta(ip - ip^*)]_t + \theta[\Delta(p - p^*)]_t + \varepsilon_t$  onde  $\lambda_t$  é o componente permanente da volatilidade do prêmio de risco e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. Resíduos são ruído branco.

### 4.3 Limitações dos Modelos

No caso do prêmio de risco por volatilidade a evidência do sinal e da magnitude do prêmio devido a volatilidade estocástica e a saltos estocásticos em condições de equilíbrio não é tão claro. Enquanto alguns trabalhos concluem que haja um preço negativo pelo risco de volatilidade, outros encontram um prêmio de risco significativo ocasionado pela presença de saltos e prêmio de risco por volatilidade não significativo, como em Guo (1998) e em Pan (2002).

A intuição sugere que o sinal do prêmio de risco pode ser tanto positivo quanto negativo. O prêmio de risco negativo representa investidores em busca de seguro. Nesse caso, o sinal do prêmio teria ligação com a aversão a risco do investidor o que pode ser verificado em Liu & Pan (2003).

Os ensaios aplicados nesta dissertação consiste em implementações empíricas e nesse caso não se pode evitar problemas como não especificação do modelo e uso de negociação discreta no lugar de contínua. Bakshi & Kapadia (2003) demonstram que o sinal do erro esperado de proteção (EEP) e o sinal do prêmio de risco por volatilidade são equivalentes. Se a discretização da negociação e a não especificação do modelo possuem um impacto sistemático no erro esperado de proteção (EEP), então as conclusões proporcionadas por esse teste padrão serão no mínimo não confiáveis, em particular em modelos que ignoram a existência de prêmio de risco em decorrência de saltos, conforme demonstrado em Branger & Schlag (2008).

Entretanto, a questão da discretização da negociação ainda não está clara. Por exemplo, Melino & Turnbull (1995) mostram através de simulação que o erro do delta-hedging discreto com rebalanceamento diário é muito pequeno o que não causaria impacto no processo de proteção do portfólio.

Já as limitações ao ensaio de prêmio de risco cambial ajustado a risco pelo modelo CGARCH-M dizem basicamente respeito a especificação do modelo, isto é, não existe consenso firme de qual melhor modelo de equilíbrio de preços e retornos deve ser considerado no mercado de câmbio. A teoria de paridade de

juros exibe um comportamento pouco estável, ora se verifica, ora não. A introdução do prêmio de risco cambial e o risco país não soluciona o *forward bias puzzle*.