

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A DINÂMICA DO RISCO CAMBIAL AO LONGO DO PLANO REAL

Marcelo Castello Branco Pastor d'Oliveira

No. De Matrícula 9914445

Orientadores: Marcelo Cunha Medeiros

Márcio Gomes Pinto Garcia

Junho de 2002

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.”

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

AGRADECIMENTOS

Aos meus avós, dedico presente trabalho como reconhecimento pelo esforço e paciência empreendidos na minha formação. Guardo vossos valores e ensinamentos em minha vida pessoal bem como na profissional. As memórias que tenho de vós são meu melhor refúgio, e eterna inspiração de força e coragem.

Pelo auxílio e motivação, constantes ao longo da execução desta tarefa, agradeço aos meus orientadores Marcelo Medeiros e Márcio Garcia. A excelência de vossa orientação despertou-me para possibilidades nunca antes imaginadas.

Aos amigos formandos, que a conclusão do curso seja uma de inúmeras conquistas vindouras. Apenas vós sabeis quantificar as angústias e felicidades experimentadas ao longo destes anos. Em especial à “Galera JF” por me ensinar, um pouco, da difícil arte da convivência.

Ao Icatu, que mais que um local de trabalho, foi meu primeiro contato com a realidade. Agradeço às pessoas com quem convivi pois, de modos distintos, cada qual revelou singularidade. Em particular, ao meu primeiro chefe, André Monteiro, e ao amigo Sylvio Heck meu muito obrigado.

A Bernardo Carvalho, vulgo Miojo, pelos ótimos comentários ao longo do trabalho, bem como por toda ajuda ao longo dos últimos seis meses. E a Mariano Steinert, presença constante ao meu lado nos momentos cruciais.

Aproveito para agradecer a Raphael Prins, conhecido apenas como Guerrero, pelo apoio recebido desde o início do curso. Reservo a ti o significado de um verdadeiro amigo.

E, finalmente, aos que, por tamanha dificuldade, as palavras me fogem: Minha Família. Num sentido irrestrito vós sois o berço de todos os sonhos. E ao meu Irmão, Rafa, e à minha Mãe quem chamo, apenas, de os melhores.

Índice

I – INTRODUÇÃO	7
II – PRÊMIO DE RISCO DO MERCADO DE CÂMBIO.....	9
II.1 – Séries Financeiras	9
II.2 – Decomposição do Dólar Futuro.....	12
II.3 – Tratamento dos dados: apresentação das séries	15
II.3.1 – Período Total.....	17
II.3.2 – Período Pré-Desvalorização.....	19
II.3.3 – Período Pós-Desvalorização.....	20
III – MODELO DE ESTIMAÇÃO DO RISCO CAMBIAL	24
III.1 – Objetivo.....	24
III.2 – O Filtro de Kalman	24
III.3 – Modelo AR(1)	25
III.4 – Período Total	27
III.5 – Período Pré Desvalorização.....	29
III.6 – Período Pós Desvalorização.....	33
III.7 – Período Pós Desvalorização (exceto janeiro, fevereiro e março)	35
IV – ARCABOUÇO DE FAMA	38
IV.1 – O Caso Brasileiro.....	41
V – EXPECTATIVA DO BANCO CENTRAL DO BRASIL.....	50
VI – CONCLUSÃO.....	56
VII – BIBLIOGRAFIA	59
APÊNDICES	61
A.1 – Interpolações	61
A.2 – Equações do Filtro de Kalman.....	62
A.3 - Resultados Filtro de Kalman	64
A.3.1 – Período Total.....	65
A.3.2 – Período Pós Desvalorização	66
A.3.3 – Comparação com BCB: Maturidade Anual.....	68

Índice de Figuras e Tabelas

Figura 1	12
Tabela 1	16
Figura 2	18
Tabela 2	19
Figura 3	20
Tabela 3	20
Figura 4	21
Figura 5	22
Figura 6	28
Figura 7	28
Figura 8	29
Figura 9	30
Figura 10	31
Figura 11	32
Figura 12	34
Figura 13	35
Figura 14	36
Figura 15	37
Tabela 4	42
Tabela 5	42
Tabela 6	43
Tabela 7	43
Figura 16	44
Figura 17	45
Figura 18	46
Figura 19	48
Figura 20	48
Figura 21	49
Figura 22	51
Figura 23	52
Figura 24	53
Figura 25	54
Figura 26	67
Figura 27	69

I – INTRODUÇÃO

Nos últimos 8 anos, o Brasil atingiu a estabilidade econômica resultante do Plano Real. Sua manutenção, porém, foi auferida por distintas Políticas Econômicas: no período de 1994 a 1998 utilizou-se uma “âncora” cambial, e no período subsequente, com a adoção do regime de câmbio flutuante, a variável de controle da Autoridade Monetária passa a ser a taxa de juros, inserida no Sistema de Metas Inflacionárias¹.

A Teoria Econômica nos ensina que há estreita relação entre as taxas de câmbio e juros vigentes na economia. Analisando a economia globalizada, e com perfeita mobilidade de capitais, quando houver excesso ou escassez da esperança de retorno nas taxas de juros, sua compensação deverá ser feita por movimentos da taxa de câmbio.

Há aparente consenso na literatura em torno da ineficiência do Dólar Futuro como previsor da taxa que efetivamente prevalecerá. A questão da tendenciosidade pode ser vista em Frankel e Froot (1989), e Chrity, Garcia e Medeiros (2001) aplica aos dados brasileiros, no período de abril de 1994 a dezembro de 1998.

Estes estudos encontram evidência de irracionalidade no comportamento dos agentes, e a interpretação usual é de que a formação de preços para os Futuros, além das expectativas, considera a possibilidade de movimentos não esperados, ao que se denominou Risco Cambial.

Fama (1984) interpreta que não só o risco cambial é não nulo, como varia ao longo do tempo, e na análise de nove países desenvolvidos, chega a duas conclusões

¹ Para o período de “âncora” cambial, Franco (2000) é boa referência, e Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) discute o Sistema de Metas Inflacionárias e suas implicações.

“fundamentais”: a primeira que diz que a variância do prêmio de risco é maior que a variância da expectativa de desvalorização; e a segunda conhecida como *Forward Premium Puzzle*, garante que a correlação entre prêmio de risco e a desvalorização esperada é negativa.

Wolff (1987 e 2000) desenvolve um modelo de extração de sinal para análise do prêmio de Risco, também utilizado por Cheung (1993). Garcia e Olivares (2001) investigam, e rejeitam, a aplicabilidade das conclusões de Fama para a economia brasileira no regime de *Crawling Peg*, e também aplicam a metodologia de extração de sinal para estimar a magnitude das variáveis.

Nosso objetivo neste trabalho é, utilizando as regressões de Fama e um modelo de extração de sinal, analisar a dinâmica do mercado de câmbio, buscando entender as diferenças decorrentes da adoção dos diferentes regimes cambiais. Além disto, testamos uma nova série disponibilizada pelo Banco Central do Brasil, que corresponde apenas às expectativas dos agentes.

O trabalho é composto por cinco seções, além desta. A Seção 2 apresenta uma breve explicação das variáveis financeiras que utilizamos, além de expor dados e realizar alguns procedimentos estatísticos necessários às estimações. As Seções 3 e 4 correspondem, respectivamente ao modelo de extração de sinal utilizado, e a aplicação da metodologia de Fama para os dados brasileiros. A Seção 5 apresenta os dados do Banco Central, e seus respectivos testes. Concluimos na Seção 6.

II – PRÊMIO DE RISCO DO MERCADO DE CÂMBIO

II.1 – Séries Financeiras²

Para conseguirmos propor modelos que estimem eficientemente as variáveis que buscamos estudar é necessário entendermos a origem das séries financeiras que utilizaremos, bem como estudar seus comportamentos, para que possamos imaginar as informações que poderemos extrair dos dados.

Assim, nosso primeiro questionamento seria: o contrato futuro de dólar é um bom previsor da cotação do câmbio? Para respondermos esta pergunta, é preciso, primeiramente, definirmos que um contrato futuro é um contrato celebrado por duas partes, onde a parte compradora se obriga a comprar da instituição vendedora uma quantia fixa de ativos, em uma data futura estipulada, por um valor preestabelecido³. Por sua vez, a parte vendedora fica obrigada a efetuar a venda destes ativos, na data futura, pelo preço acordado.

O lucro ou prejuízo envolvidos na operação decorre da diferença entre o preço acordado e o vigente na data da liquidação do acordo. Caso o preço acordado seja menor que o verificado no mercado, a parte compradora tem lucros, e perde a instituição vendedora.

Por este raciocínio, parece bastante coerente que o contrato de dólar futuro seja uma boa estimativa corrente que o mercado faz da cotação do dólar *spot* na data de vencimento

² Estas definições baseiam-se em Garcia (1997).

³ Esta definição é uma simplificação do contrato negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F). Omitimos aspectos operacionais como controle de margens e ajustes diários, pois tornaria a análise mais complexa, sem que houvesse ganho qualitativo significativo.

do contrato. Ocorre um equívoco, porém, pois os fatores que levam os agentes a entrar no mercado não são homogêneos, e contemplam não só objetivos diferenciados, mas expectativas e conjuntos de informação também distintos.

Há três razões que motivam a participação dos investidores: especulação, cobertura (*hedge*) e arbitragem. Um especulador age baseado apenas na sua esperança de ter ganhos, logo compra ou vende esperando apenas o ganho da operação. Por sua vez, o *hedger* pode estar comprando ou vendendo com expectativa de perder dinheiro, desde que consiga com este comportamento reduzir o risco do *portfolio*. Por fim o arbitrador aproveita eventuais diferenças no preço de um mesmo ativo em mercados diferenciados. A atuação do agente arbitrador é fundamental para nossos objetivos, pois assumimos que este agente participa a cada momento em que há divergência no preço de um ativo entre mercados, fazendo com que estes preços convirjam para um valor justo, que é o valor real de mercado. Por estas razões, o preço que vai vigorar no futuro será o mesmo da média dos preços previstos apenas por enorme coincidência.

Encontramos, porém, restrições quanto ao uso dos contratos de dólar futuro. Em primeiro lugar, pois os vencimentos são fixos no último dia útil dos meses subseqüentes, o que significa que suas maturidades declinam a cada dia, conseqüentemente a incerteza associada aos contratos tende a reduzir, até que se atinja o limite, na data do vencimento, quando o valor do contrato é obrigatoriamente igual ao valor da cotação corrente do dólar. Além disso, há problemas claros de liquidez para maturidades superiores a dois meses, o que pode gerar distorções entre o preço negociado e o valor justo de mercado.

Para resolver estes problemas precisamos estimar um valor que reflita o preço de mercado de um contrato, fictício, com maturidade fixa. Escolhemos duas maturidades para este trabalho: um mês e um ano, que correspondem a aproximadamente janelas de 21 e 252 dias úteis.

Para construir estas séries de preço utilizamos duas hipóteses: o contrato de dólar futuro ser uma construção sintética de uma operação que combina juro indexado a moeda doméstica, juros indexado a moeda estrangeira (dólar americano) e o próprio dólar à vista;

e como já falamos, o mercado estar permanentemente arbitrado, decorrência dos agentes arbitradores estarem presentes no mercado.

A condição de arbitragem é derivada a partir de uma adaptação da Condição de Paridade Coberta de Juros, onde substituímos o juros denominado em moeda estrangeira pelo juros indexado à moeda estrangeira, ao que se convencionou chamar Cupom Cambial. Ao fazer esta adaptação estamos incluindo em ambos os lados da Equação uma parcela equivalente a riscos soberano e de inconvertibilidade, dado que as duas taxas estão denominadas em moeda local, fazendo com que o único risco que permanece na Equação (1) seja o cambial. Assim nossa condição de paridade para contratos com maturidade k pode ser descrita, em notação logarítmica, como:

$$i_t^k = -s_t + i_t^{k*} + f_t^k \Rightarrow i_t^k - i_t^{k*} = f_t^k - s_t \quad (1)$$

onde: i é o juro indexado a moeda local, i^* é o juro indexado a moeda estrangeira, s_t é o câmbio no dia da celebração do contrato e f_t^{t+k} é o valor acordado para o dólar no vencimento.

Obtivemos as curvas de juros de mercado para proceder à estimação do dólar futuro. Para a maturidade de um ano iniciamos a estimação com os *Swaps* DI-Pré e Dólar-Pré⁴ e a partir de agosto de 1998 utilizamos os Futuros de DDI ao invés do *Swap* Dólar-Pré. A mudança na escolha dos contratos deve-se a critérios de liquidez. Já para maturidade de um mês, utilizamos apenas contratos de futuros.

Para alcançarmos a taxa na maturidade k em que desejamos trabalhar, utilizamos o mesmo método de interpolação da BM&F, que é o modelo Log-Linear⁵. Feitas estas estimações de taxas de juros, os demais cálculos serão feitos utilizando capitalização contínua, para que possamos desfrutar das vantagens deste método de cálculo⁶. Por fim, a quantidade de dias úteis de cada mês não é fixa, oscilando em torno de vinte. Para evitar estas pequenas diferenças, anualizamos todos os resultados, ou seja, toda interpretação deve ser feita para o horizonte de um ano.

⁴ O swap Dólar-Pré é um instrumento bastante ilíquido, por isso suas taxas são construídas a partir dos Swaps DI-Pré e DI-Dol, que apresentam liquidez.

⁵ Ver Apêndice (A.1)

⁶ Idem.

II.2 – Decomposição do Dólar Futuro

Mostramos como fizemos para obter as séries necessárias para construção do dólar futuro, bem como a importância de haver um mercado arbitrado. Assim obtivemos a segunda série fundamental para nossa análise, uma vez que a do dólar *spot*, obtemos diretamente do mercado.

Observamos, que no caso brasileiro, a cotação do dólar futuro é consistentemente superior à cotação do dólar à vista, ou seja, implicitamente o mercado espera que haja um contínuo processo de depreciação/desvalorização. Matematicamente vemos que esta persistente projeção de desvalorização do Real frente ao Dólar Americano é consequência dos elevados juros domésticos frente ao pago na moeda estrangeira, o cupom cambial.

É aparente que, no período da maxi-desvalorização do Real em janeiro de 1999, há um período de apreciação, na série de curto-prazo, logo após a desvalorização. Este comportamento específico é conhecido na Economia como *overshooting*. Na Figura (1), ilustramos a comparação das séries do dólar pronto e do dólar futuro de maturidade de um ano.

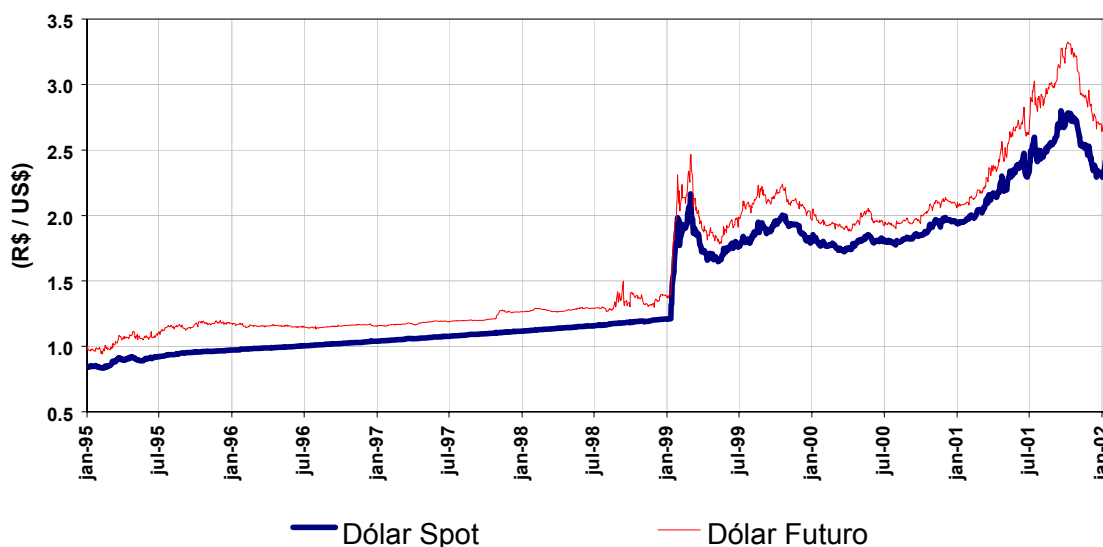


Figura 1: Dólar *spot* e dólar futuro – maturidade anual

À diferença entre os logaritmos da série de dólar futuro e de dólar *spot* nomeamos *Forward Premium*, ou seja, é o prêmio total, acima do dólar pronto no instante t , que o agente vendedor cobra para fornecer dólares no instante $t+k$, para a instituição compradora.

$$fp_t^k = f_t^k - s_t \quad (2)$$

Intuitivamente podemos justificar este prêmio em função de duas variáveis: a Expectativa de Desvalorização e o Prêmio de Risco Cambial, doravante apenas Risco Cambial ou Prêmio de Risco.

O primeiro componente do *Forward Premium* é calculado apenas em função da racionalidade do agente em relação ao mercado de câmbio, e corresponde àquilo que o agente imagina que vá efetivamente prevalecer como taxa de câmbio nominal em $t+k$.

Já o risco cambial equivale a uma compensação por uma possível desvalorização inesperada da moeda nacional, o que provocaria grandes perdas à parte vendedora. Analisando o problema pela ótica da Teoria dos Jogos, este prêmio é uma forma das partes protegerem-se, tornando nulo o retorno esperado de choques imprevisíveis, desempenhando, portanto, uma função similar à de um seguro.

Manipulando a Equação (2), chegamos à composição descrita.

$$\begin{aligned} fp_t^k &= f_t^k - s_t = (f_t^k - s_{t+k}^e) + (s_{t+k}^e - s_t) \\ fp_t^k &= rp_t^k + \Delta^e s_{t+k} \end{aligned} \quad (3)$$

O primeiro problema que precisamos resolver é a existência de termos não observáveis nas nossas equações. Como não temos nenhum indicador que sirva como *proxy* para o verdadeiro valor esperado dólar⁷, esta variável não pode ser mensurada na economia. Ocorre, então, que o risco cambial e a expectativa de desvalorização também são séries não observáveis.

⁷ A partir de 2000, o Banco Central do Brasil construiu uma série com a média dos valores de expectativa de dólar para o último dia útil do ano corrente, e também 2 ou 3 anos à frente, obtida junto a determinadas instituições financeiras.

Deste modo, a Equação (3) mostra que o *forward premium*, que é mensurável diretamente na economia pela diferença entre as taxas de juros indexadas a moeda nacional e estrangeira, é composição de duas séries não observáveis, e cujas dinâmicas não podem ser inferidas *ex-ante*.

Por fim, nossa última série é chamada de *Forward Discount*, e equivale à diferença entre o valor contratado do dólar futuro na data t , de maturidade k e o dólar *spot* que vigora no mercado em $t+k$, Equação (4). Intuitivamente, podemos explicar esta série como sendo o argumento em prol da existência do prêmio de risco pois, se o dólar futuro fosse um previsor não viesado da taxa de câmbio⁸, então a média desta série deveria ser igual a zero, e as expectativas de desvalorização são confirmadas, sem grandes erros.

$$fd_t^k = f_t^k - s_{t+k} \quad (4)$$

Se fizermos os mesmos cálculos empregados na Equação (3), porém utilizando o dólar que efetivamente vigora em $t+k$, ao invés de seu valor esperado, teremos decomposto o *forward premium* não mais em risco cambial e expectativa de desvalorização mas na desvalorização efetiva e no *forward discount*.

$$\begin{aligned} fp_t^k &= f_t^k - s_t = (f_t^k - s_{t+k}) + (s_{t+k} - s_t) \\ fp_t^k &= fd_t^k + \Delta s_{t+k} = rp_t^k + \Delta^e s_{t+k} \\ fd_t^k &= rp_t^k + (\Delta s_{t+k} - \Delta^e s_{t+k}) \end{aligned} \quad (5)$$

Do resultado derivado, podemos fazer um pressuposto bastante forte, que, se especificado e identificado adequadamente, permite a estimação dos modelos estatísticos pois, em relação à diferença entre a desvalorização ocorrida e a esperada, a teoria de expectativas racionais nos garante que esta série deve ter o comportamento de um ruído branco. Este resultado é bastante intuitivo pois, a cada instante $t+k$, os agentes incorporam o erro associado à previsão feita em t , aumentando o conjunto de informações disponível para tomada de novas decisões.

Este mecanismo de adaptação da projeção do dólar futuro frente às novas informações disponíveis, pode ser interpretado como um jogo contínuo, onde a cada instante os jogadores observam os erros cometidos, e formulam suas novas estratégias.

⁸ Ver Chrity, Garcia e Medeiros (2002).

Econometricamente, o fato de termos uma série sendo um distúrbio aleatório nos permite um grande passo rumo à formalização de um modelo geral que é explicitado quando reescrevemos as equações no formato a seguir:

$$fd_t^k = rp_t^k - \eta_t = rp_t^k + \nu_t \quad (6)$$

$$\eta_t = \Delta s_{t+k} - \Delta^e s_{t+k} \quad (7)$$

Chegamos em uma equação composta por um termo observável, que é nossa variável explicada, um termo não observável, que é o foco do presente trabalho, e por fim um termo aleatório. Cabe ressaltar que fazendo $\nu_t = -\eta_t$ não alteramos nem a média nem a variância pois $E(\nu_t) = E(-\eta_t) = 0$ e, como o resíduo é ortogonal às demais variáveis, temos: $\text{var}(\nu_t) = \text{var}(-\eta_t) = [(-1)^2 \cdot \text{var}(\eta_t)] = \text{var}(\eta_t)$ e $\text{cov}(rp, \nu_t) = \text{cov}(rp, -\eta_t) = \text{cov}(fd_t^k, \nu_t) = \text{cov}(fd_t^k, -\eta_t) = 0$.

II.3 – Tratamento dos dados: apresentação das séries

Uma vez explicado quem são nossas séries, e as pequenas transformações que fomos obrigados a efetuar, objetivando explicitar informações relevantes para a investigação que, adiante, faremos, é oportuno que nossos dados coletados sejam apresentados, bem como algumas estatísticas relevantes.

Em primeiro lugar, é fundamental termos em mente que há uma mudança de regime cambial no período estudado e, como consequência disto, as séries apresentam quebras estruturais em janeiro de 1999, em razão da maxi-desvalorização. Economicamente, a mudança de regime, do *Crawling Peg* para o flutuante, é um fator que altera a dinâmica de formação de preços e expectativas, o que é argumento em prol de uma possível mudança na dinâmica do prêmio de risco.

Por isso, procedemos à estimação buscando resultados para quatro períodos distintos: o primeiro correspondendo ao período integral da série; o segundo, contempla apenas o período pré-desvalorização; e os dois últimos equivalem a períodos de câmbio flutuante, diferindo, entre si, apenas pela exclusão dos meses de janeiro, fevereiro e março de 1999 em uma das séries, dado que estes apresentam um comportamento atípico, por constituírem o período de maior turbulência cambial.

Além disso, construímos a série de *forward discount* de três maneiras distintas, a fim de podermos comparar os diferentes resultados alcançados. Na primeira série de dados utilizamos o mesmo procedimento de Garcia e Olivares (2001), onde são utilizados dados do primeiro dia útil de cada mês, e o dólar futuro é estimado a partir das curvas de juros daqueles dias, para vencimento no primeiro dia útil do mês subsequente.

Em outra amostra, utilizamos o contrato de dólar futuro negociado junto à BM&F. Esta alteração é bastante sutil e o único objetivo é expurgar qualquer possibilidade de imperfeição que possa ter havido na estimação anterior, fosse em decorrência da falta de liquidez⁹ na negociação de taxas de juros de maturidades curtas, ou qualquer outro aspecto técnico associado à negociação dos contratos de juros.

Por fim, nossa última série é composta utilizando não mais uma única observação que sirva de *proxy* para o comportamento mensal, mas pelos valores médios tanto do dólar à vista quanto do dólar futuro (construído, aqui, a partir das curvas de juros). Esperamos, assim, incorporar às nossas observações, toda informação a respeito de boas e más notícias produzidas ao longo dos meses analisados, evitando que a amostra seja distorcida por dados que podem não ser representativos.

Os critérios descritos foram numerados, respectivamente, de um a três. Fazemos uso desta numeração na Tabela 1, em que apresentamos estatísticas descritivas a respeito das amostras que obtivemos, em cada um dos períodos em que fracionamos o estudo.

Período	Total			Pré Desvalorização			Pós Desvalorização			Pós Abr/99			
	Jun/95 a Mar/02			Jun/95 a Dez/98			Jan/99 a Mar/02			Abr/99 a Mar/02			
Número de Obs	82			43			39			36			
Metodologia	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	
Dólar Spot	Média	1,51	1,51	-	1,06	1,06	-	2,01	2,01	2,03	2,04	2,04	2,05
	D. P.	53,2%	53,2%	-	8,0%	8,0%	-	31,8%	31,8%	30,8%	30,1%	30,1%	30,6%
Dólar Futuro	Média	1,53	1,53	-	1,07	1,07	-	2,03	2,03	2,05	2,06	2,06	2,07
	D. P.	53,8%	53,8%	-	8,1%	8,1%	-	32,6%	32,4%	31,7%	30,9%	30,5%	31,3%
Desvalorização	Média	13,4%	13,4%	-	7,5%	7,5%	-	20,0%	20,0%	13,9%	9,0%	9,0%	10,4%
	D. P.	72,5%	72,5%	-	3,2%	3,2%	-	105,3%	105,3%	64,8%	42,6%	42,6%	39,5%
Forward Premium	Média	10,3%	10,9%	-	10,8%	10,5%	-	9,8%	11,3%	11,0%	11,9%	12,7%	12,3%
	D. P.	10,0%	11,7%	-	4,7%	4,4%	-	13,8%	16,5%	6,5%	4,2%	7,0%	4,2%
Forward Discount	Média	-3,1%	-2,6%	-	3,2%	2,9%	-	-10,2%	-8,7%	-2,9%	2,9%	3,7%	1,9%
	D. P.	73,1%	73,8%	-	3,6%	3,3%	-	106,3%	107,4%	67,6%	43,0%	40,5%	40,0%

Tabela 1: Estatísticas descritivas

⁹ É interessante salientar que, atualmente, o contrato de dólar futuro com maturidade de um mês é o contrato mais líquido no mercado financeiro brasileiro, ao passo que os contratos de taxas de juros (doméstico ou cupom cambial) apresentam liquidez em maturidades mais longas (em torno de seis meses para juros doméstico – swap DI-Pré ou DI Futuro – e em torno de dois anos para o cupom cambial – swap Dol-Pré e DDI Futuro).

Comentamos em mais detalhes cada um dos períodos nas próximas subseções, onde voltaremos nossa atenção para os períodos (integral, pré-desvalorização e pós-desvalorização) individualmente, mostrando melhor suas peculiaridades, e realizando testes estatísticos convenientes.

II.3.1 – Período Total

É inerente ao processo de execução de Política Econômica, que a credibilidade só seja alcançada após verificar-se o real comprometimento dos *policy-makers*. Isto implica em defasagem entre a implementação destas políticas e a revisão das expectativas dos agentes econômicos.

À luz do Plano Real, é importante lembrar que, no mesmo ano de sua implementação, 1994, ocorria no México uma crise econômica de grande porte, que foi marcada como a primeira crise global da década de 90. Sendo o Brasil uma economia emergente e latino-americana, atribuíam-se alta probabilidade de contágio, o que fez com que os agentes econômicos tornassem suas expectativas pessimistas.

Por estes motivos, escolhemos junho de 1995 como início de nossas observações, pois, a esta altura, o excesso de pessimismo havia sido abandonado, as incertezas políticas internas decorrentes da eleição presidencial estavam superadas e o Plano Real mostrava-se mais estável que os planos de estabilização brasileiros antecessores. Estendemos a série até março de 2002. Na Figura (2), apresentamos as séries de dólar *spot*, dólar futuro e *forward discount*, em observações mensais.

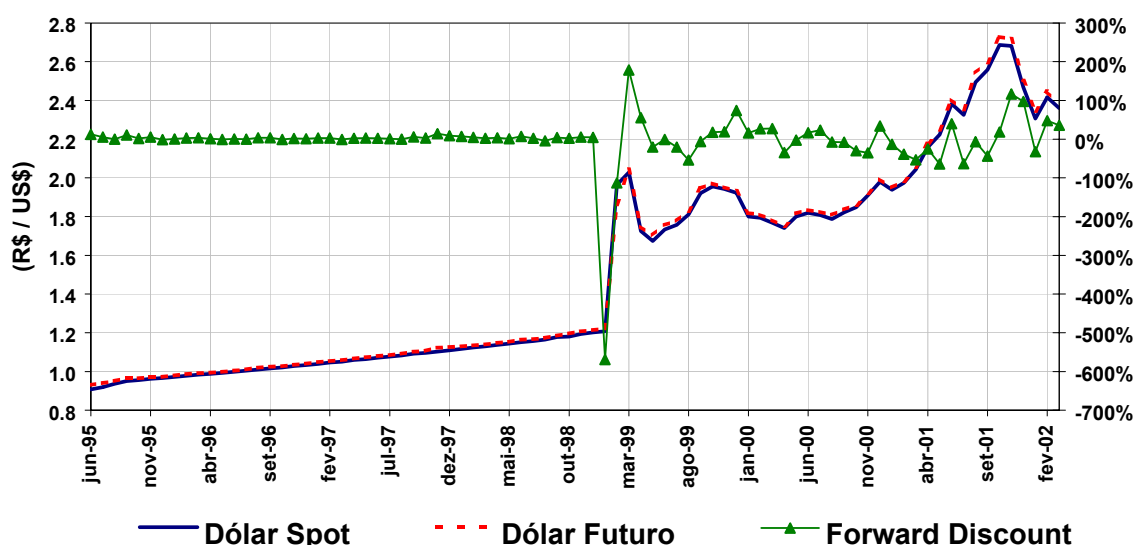


Figura 2: Dólar *spot*, dólar futuro e *forward discount* – maturidade mensal

Percebemos que há uma evidente quebra estrutural em janeiro de 1999 nas três séries, o que era esperado, uma vez que nesta data há mudança de regime cambial, abandonando-se a política de *Crawling Peg* e introduzindo um regime de *free floating*. É interessante reparar que em fevereiro de 1999 o dólar à vista é superior ao dólar futuro, indicando que a desvalorização mostrava-se excessiva e, portanto, havia expectativa de apreciação da moeda nacional em relação ao dólar americano. Este comportamento da taxa de câmbio nos permite classificar o período como *overshooting*¹⁰.

Como nossas equações baseiam-se nas observações do *forward discount*, é imprescindível que testemos se a série é estacionária. Caso seja possível rejeitar a hipótese de não-estacionariedade, então nossas estimações não precisam adotar medidas extras de correção.

Na Tabela (2), apresentamos o teste *Dickey-Fuller* Aumentado (teste ADF), inserindo o intercepto apenas, e calculamos o resultado para graus distintos de defasagem, de um a seis meses, e também 12 meses. Até a quarta defasagem rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária para o intervalo de confiança de 99%. Entre a quinta e a décima segunda defasagem, aceitamos a hipótese de raiz unitária a 1%, mas a rejeitamos ao nível de

¹⁰ Há uma explicação mais detalhada de *overshooting* na seção 2.3.3, quando iniciamos a discussão sobre o período pós-desvalorização.

significância de 5% e 10%, sendo que, a cada inclusão de nova defasagem, reduziu-se a significância dos parâmetros do teste. Assim, podemos aceitar a série como estacionária.

	Número de Defasagens						
	1	2	3	4	5	6	12
Estatística ADF	-7,61	-5,52	-4,87	-4,23	-3,47	-3,12	-2,91
Valor Crítico - 1%	-3,51	-3,51	-3,52	-3,52	-3,52	-3,52	-3,53
Valor Crítico - 5%	-2,90	-2,90	-2,90	-2,90	-2,90	-2,90	-2,90
Valor Crítico - 10%	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59	-2,59

Tabela 2: Teste ADF para o período de 1995 a 2002

II.3.2 – Período Pré-Desvalorização

Em janeiro de 1999, o Brasil abandona o modelo econômico de Âncora Cambial e, como consequência imediata disto, a taxa de câmbio experimenta uma desvalorização excessiva. O rompimento com a política de *Crawling Peg* ocorreu, efetivamente, em 15 de janeiro quando a cotação do dólar chega a R\$ 1,46, dois dias após a banda ter sido flexibilizada do nível vigente, à época, de 1,20 para 1,37 R\$/US\$.

Como nossa variável de maior importância é o *forward discount*, e esta é função do dólar à vista em $t+k$ e da previsão em t do dólar futuro para maturidade k , não podemos incluir a observação de janeiro no período pré-desvalorização, pois o *forward discount* utiliza informações de fevereiro, quando o regime cambial já havia sido substituído.

Assim, nossa série de dados do período denominado pré-desvalorização, constituída de 43 observações, vigora de junho de 1995 a dezembro de 1998. A Figura (3) mostra as séries de dólar pronto, dólar futuro e *forward discount*, de acordo com a metodologia 1. O dados são reportados desde janeiro, a fim de explicitar o processo de ganho de credibilidade verificado pelo governo, refletido no comportamento da série de *forward discount*. Percebe-se que as séries de dólar, *spot* e futuro, apresentam uma clara tendência, após junho de 1995, ocasionada pelo fato de o *Crawling-Peg* brasileiro ter sido definido com uma desvalorização de 7% ao ano.

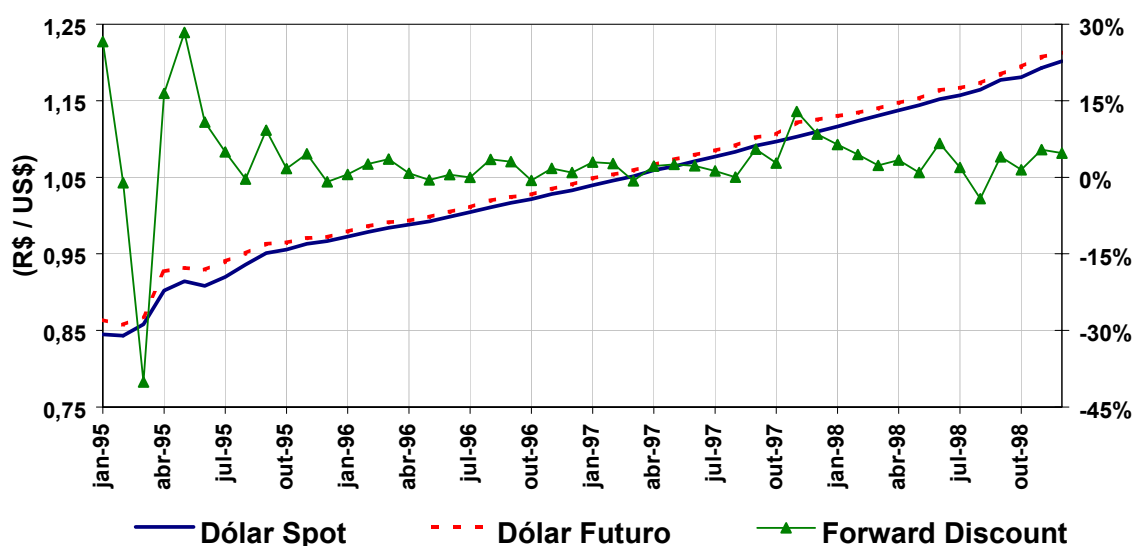


Figura 3: Dólar *spot*, dólar futuro e *forward discount* – maturidade mensal

Aproveitamos para testar a estacionariedade do *forward discount*. Como na análise do período total, podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em favor da estacionariedade. Porém, devido ao pequeno tamanho da amostra, o teste só é estatisticamente significativo com a inclusão de uma defasagem. O valor do teste ADF, nesta circunstância é de -3.72, enquanto os valores críticos de 1% e 5% são, respectivamente, de 3.60 e 2.93. Como o valor do teste é muito próximo os valores críticos, realizamos o teste de Phillips-Perron, que tem valor de -5.88, e os mesmos valores críticos, o que é uma evidência de estacionariedade. Além disso a análise do correlograma reforça nossa conclusão, uma vez que não é perceptível nenhuma estrutura auto-regressiva, ou seja, nossa série é praticamente um ruído.

	Número de Defasagens						
	1	2	3	4	5	6	7
FAC	0.16	0.16	0.11	-0.04	0.15	-0.09	-0.04
FACP	0.16	0.14	0.06	-0.09	0.15	-0.13	-0.04
P-Valor	0.28	0.31	0.41	0.56	0.53	0.60	0.70

Tabela 3 : Correlograma do período pré-desvalorização

II.3.3 – Período Pós-Desvalorização

Após a ruptura na série de câmbio, damos início a um novo período de observações, em um novo regime cambial denominado *free floating*, ou seja, não há mais rigidez na cotação da moeda americana, e o Banco Central não realizaria mais políticas estritamente

intervencionistas, ao custo de grandes perdas de reservas internacionais, como verificado nos últimos meses de 1998.

Assim, no início de 1999, a economia brasileira experimentou, como já salientamos, o processo chamado *overshooting*, ou seja, em um instante inicial t_0 os agentes econômicos são tomados por uma expectativa pessimista, em relação à taxa de câmbio corrente na economia, provocando uma grande depreciação. Percebe-se, no instante t_1 , que os agentes excederam o limite de equilíbrio para o câmbio, e conseqüentemente, a moeda nacional está subvalorizada. Há, então, reversão das expectativas e ocorre o processo de apreciação do câmbio, até que este encontre o nível de equilíbrio. O processo tem forte influência do que é estilizado pela Teoria de Jogos como sendo um “Comportamento de Manada”, ou seja, os agentes abandonam sua racionalidade, e agem influenciados apenas pelas ações observadas.

Na Figura (4), mostramos, como anteriormente fizemos, as séries cambiais corrente e futura, bem como o *forward discount*. Seguimos a metodologia 2, pois após 1999, os contratos futuros de dólar já encontravam grande aceitação no mercado financeiro brasileiro, exceto por um breve período de iliquidez que antecedeu a desvalorização.

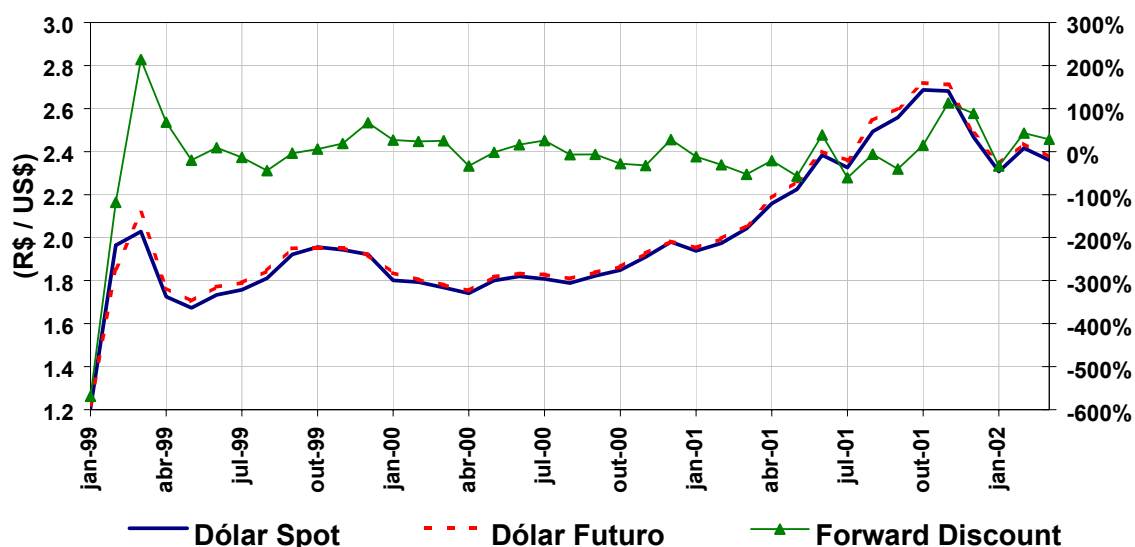


Figura 4: Dólar *spot*, dólar futuro e *forward discount* – maturidade mensal

Para os resultados que estimaremos nas seções seguintes, trabalhamos com o período pós-desvalorização completo, que contempla 39 observações. Porém como os três primeiros meses de 1999 correspondem a valores aberrantes, calcularemos, também, os

resultados para este período excluindo estas observações atípicas. É, portanto, necessário realizar o teste ADF tanto para o período completo quanto para a série livre destes *outliers*.

Em ambos os casos, podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária ao nível de significância de 1%, o que é evidência e favor da estacionariedade. Como as séries têm poucas observações, 39 e 36 respectivamente, não é possível incluir mais de 1 defasagem, a fim de garantir a significância dos parâmetros da estimação.

Por fim, para este período foi possível construir séries diárias de dólar à vista e dólar futuro, o que permite a análise em função das médias mensais destas variáveis financeiras, ao invés de usarmos dados coletados no primeiro dia útil de cada mês. A principal motivação para esta análise advém das séries serem muito instáveis, e ao fazermos uso da média estamos criando uma variável a qual esperamos ser mais representativa que um dado individual, como propõem nossas duas primeiras metodologias. A restrição de dados disponíveis só nos permite fazer a análise no período posterior a 1999.

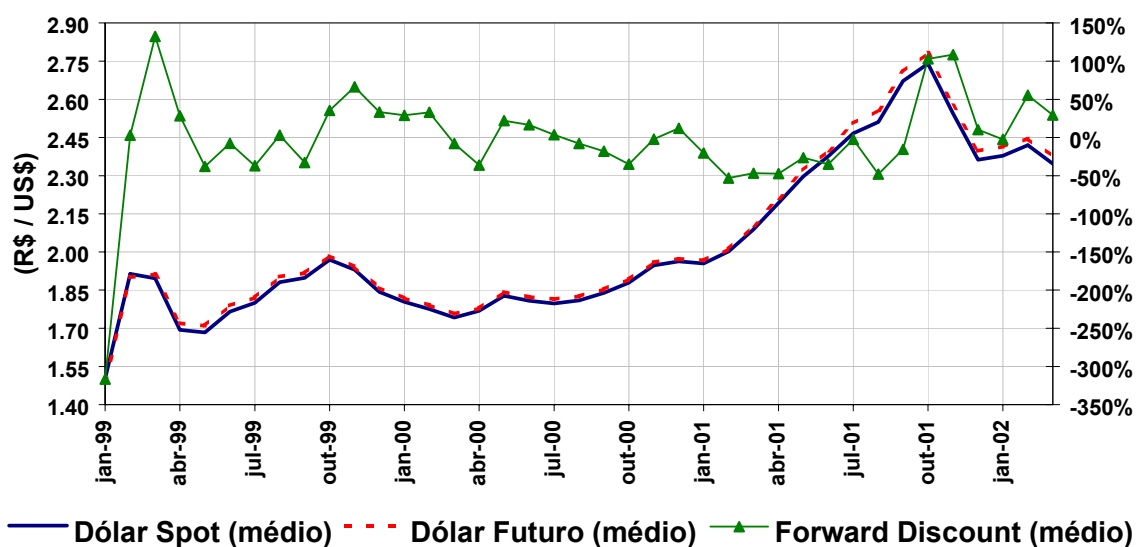


Figura 5: Dólar *spot* médio, dólar futuro médio e *forward discount* médio – maturidade mensal

Vemos que a série, da Figura (5), é bastante semelhante à obtida utilizando o dólar futuro, apresentada na Figura (4). Do resultado do teste ADF, podemos, novamente, concluir que nossa série de dados é estacionária, independente da inclusão/exclusão das observações relativas ao primeiro trimestre de 1999 serem consideradas. Novamente o fato

de as séries apresentarem poucas observações não nos permite inclusão de mais de uma defasagem.

Com estes testes descritos, garantimos que nossas amostras estão aptas para serem utilizadas em nossas estimações, sem a necessidade de correções. Estamos prontos, portanto, para nas próximas Seções, proceder às estimações do Risco Cambial.

III – MODELO DE ESTIMAÇÃO DO RISCO CAMBIAL

III.1 – Objetivo

Nesta seção vamos discutir um dos modelos de Garcia e Olivares (2001) utilizado para estimação do risco cambial brasileiro. Nosso objetivo é conseguir extrair da série do *forward discount* a série de risco cambial.

A metodologia utilizada foi desenvolvida por Garcia e Olivares (2001), e tem base em Wolff (1987 e 2000) e Cheung (1993). É um modelo de extração de sinal, que utiliza o Filtro de Kalman¹¹ para estimar a série de risco cambial, baseado no pressuposto de que ela descreva um processo auto-regressivo de ordem 1, AR(1). Queremos, portanto, estimar, conjuntamente à série de prêmio de risco, o valor do coeficiente auto-regressivo e o valor do intercepto.

A utilização do Filtro de Kalman nos obriga a formular o modelo em Espaço de Estado, definindo matricialmente a composição tanto da Equação das observações (séries observáveis), quanto da Equação dos estados (séries não observáveis). Os parâmetros do modelo são estimados por Máxima Verossimilhança, e a otimização é feita pelo algoritmo EM¹² (*expectation – maximization*).

III.2 – O Filtro de Kalman

O Filtro de Kalman é um algoritmo recursivo utilizado intensivamente neste trabalho, cuja estimação a partir de modelos estruturais permite a especificação de

¹¹ Ver Apêndice (A3).

¹² Idem.

variáveis não observáveis. Deixamos a apresentação formal das estimações para o Apêndice (A.2), onde detalharemos a explicação. O modelo estrutural genérico pode ser descrito como:

$$y_t = \mathbf{A}'x_t + \mathbf{H}w_t + v_t \quad (8)$$

$$x_t = \mathbf{F}x_{t-1} + z_t \quad (9)$$

onde: y_t é o vetor de dados observável; x_t é um vetor de dados não observável, também denominado vetor de estados; e w_t é um vetor de variáveis exógenas. No caso do modelo estudado, não há inclusão de variáveis exógenas, o que simplifica a notação, uma vez que w_t é nulo. No nosso caso particular, y_t corresponde à série de *forward discount* e x_t ao prêmio de risco.

III.3 – Modelo AR(1)

Este modelo pressupõe apenas que o processo gerador da série de risco cambial é AR(1) e possui intercepto pois, teoricamente, esperamos uma série de prêmio de risco com média diferente de zero.

Pela formulação do modelo, percebe-se que nossa estimação não deve encontrar apenas os parâmetros das nossas equações e suas variâncias, mas também o vetor de estado, que é composto pelo prêmio de risco e pelo valor do intercepto. Precisaremos, portanto, explicitar estas informações na notação de Espaço de Estado.

Assim, podemos formular o modelo abaixo como sendo o que queremos estimar. É importante lembrar que a equação de observações foi construída analiticamente, como mostramos na Equação (6), e que a Equação (10) representa o prêmio de risco, com intercepto.

$$fd_t^k = rp_t^k + v_{t+k}$$

$$rp_t^k = \alpha + \phi rp_{t-1}^k + z_t \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} z_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim N.i.d. \left[\begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q^2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & R^2 \end{pmatrix} \right] \quad (11)$$

Ainda precisamos organizar estas equações em Espaço de Estado, o que nos sugere reescrever o modelo não mais em função das variáveis independentes iniciais, prêmio de risco (rp_t^k) e o valor da constante (α), mas de novas variável construída a partir delas. Isto nos leva à formulação abaixo:

$$fd_t^k = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} rp_t^k - \mu \\ \mu \end{bmatrix} + v_t \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} rp_t^k - \mu \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} rp_{t-1}^k - \mu \\ \mu \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} z_t \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$\text{onde: } \mu = \left(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} - \phi L} \right) \alpha \quad (16)$$

Complementam esta exposição as matrizes variância-covariância referentes aos parâmetros da estimação. São elas:

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma^2(z_t) & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad e \quad R = \sigma^2(v_t) \quad (17)$$

Uma vez que o modelo está corretamente especificado, falta ainda definirmos qual a condição inicial¹³ que devemos utilizar. No intuito de verificar a convergência dos parâmetros estimados, fizemos diversos testes nas séries que definimos, e constatamos que há sensibilidade em relação às condições iniciais bastante relevante, podendo nos levar a valores díspares na estimação de todos os parâmetros do modelo. É fato, porém, que para todos os testes houve convergência, o que nos faz acreditar que a função de máxima verossimilhança, que tentamos otimizar, apresenta diversos mínimos locais.

Após sucessivos testes, definimos critérios iniciais compatíveis com o período que estivesse em análise. Esta condição foi mantida independente da série que estivéssemos estimando. A utilização destes mesmos valores em todas as metodologias, divididas em períodos apenas, permite que possamos compará-los de modo mais satisfatório, dado que nossas metodologias geram três séries com comportamentos muito semelhantes e estatísticas descritivas também próximas, como visto na Tabela (1).

¹³ Temos que propor valores para as matrizes que queremos estimar, bem como x_0 e P_0 , que correspondem ao vetor de estados que queremos estimar, e sua matriz variância-covariância, respectivamente. Para explicação completa *vide* Apêndice (A.2).

Para verificar a validade de nossas estimações, podemos derivar um modelo ARMA¹⁴ (p,q) equivalente, e estimá-lo, a fim de encontrar, alternativamente ao Filtro de Kalman, o coeficiente do termo auto-regressivo. Para isso reescrevemos a Equação (10) e substituímos na Equação (6), o que resulta na Equação (18):

$$\begin{aligned} rp_t^k &= \frac{\alpha + z_t}{(1 - \phi L)} \\ fd_t^k &= \frac{\alpha + z_t}{(1 - \phi L)} + v_t \\ (1 - \phi L)fd_t^k &= \alpha + z_t + (1 - \phi L)v_t \quad (18) \end{aligned}$$

onde: $[(1 - \phi L)fd_t^k]$ é um termo AR, de ordem 1, enquanto $[z_t + (1 - \phi L)v_t^k]$ é um ruído branco acrescido de um termo MA de ordem 1. Isto caracteriza um processo ARMA (1,1), como sendo a estimação alternativa do modelo que utilizamos.

III.4 – Período Total

Como foi possível considerar estacionária nossa série completa, com as 82 observações, que vigoram de junho de 1995 a março de 2002, achamos conveniente iniciar as estimações por ela, pois o resultado nos daria uma idéia mais abrangente dos resultados que encontraríamos.

As Figuras (6) e (7) apresentam os resultados que obtivemos para o período integral. A primeira compara a série de risco cambial com o *forward discount*. Na outra, fazemos comparações do resultado obtido com o *forward premium*, pois este pode ser decomposto em prêmio de risco e expectativa de desvalorização.

A Figura (6) ilustra que a série de risco cambial é uma suavização da série observada do *forward discount*, o que é condizente com o resultado que esperávamos obter com a implementação do Filtro de Kalman. Além disso, é evidente que a variância do período em que o câmbio era rígido é muito menor que a variância no regime de câmbio flutuante, comprovado pelos dados da Tabela (1).

¹⁴ Propriedade e momentos são discutidos em Chrity, Garcia e Medeiros (2002). Hamilton (1994) e Shumway e Stoffer (2000) discutem o problema de modo abrangente.

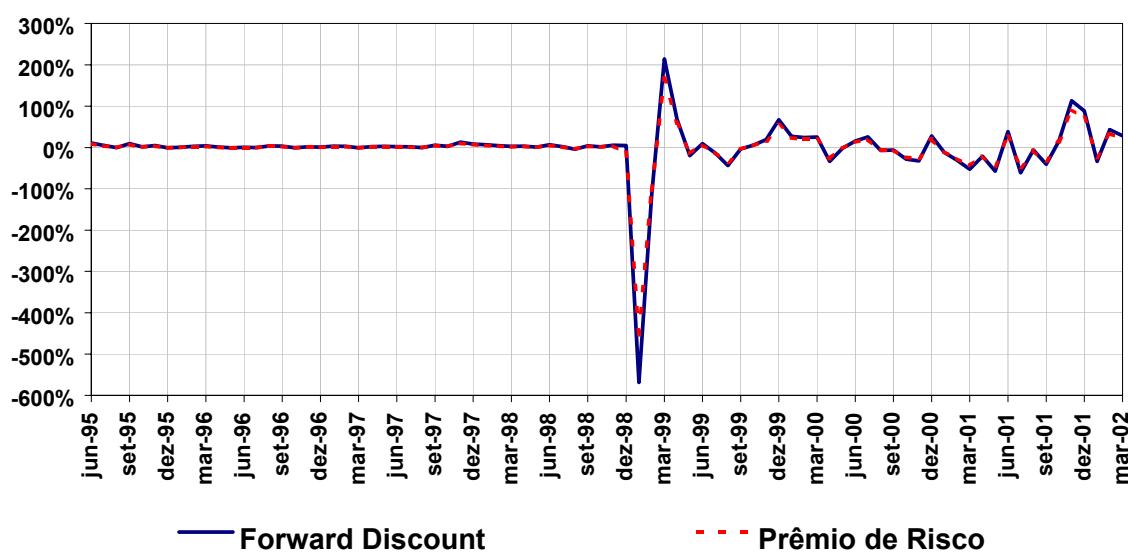


Figura 6: Extração do risco cambial a partir do *forward discount* – Período Total

Como a variância é muito grande, principalmente em função das observações aberrantes, não temos uma boa suavização da série já que os movimentos reais do *forward discount* são muito suaves, se comparados a estes picos e vales que fazem parte da composição da série. Este é o principal argumento para estimarmos separadamente cada período.

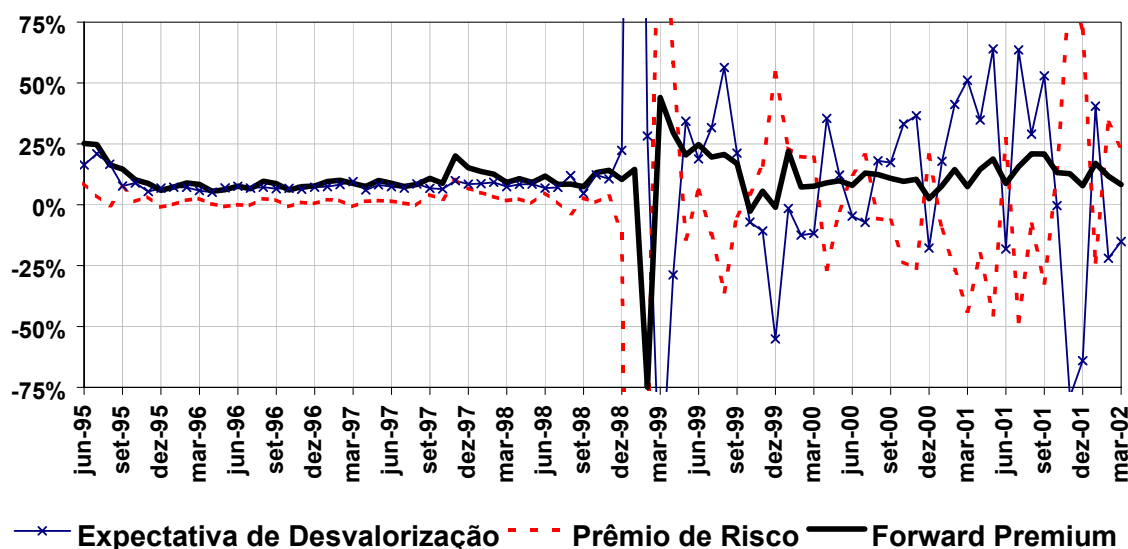


Figura 7: Decomposição em nível do *forward premium* – período total

Se comparado ao *forward premium*, podemos extrair por diferença a série de expectativa de desvalorização, como mostra a Figura (7). Percebemos, em janeiro de 1999, uma clara mudança de comportamento, uma vez que oscilações entre expectativas negativas e positivas intercalam-se após 1999, e no *Crawling Peg*, como esperávamos, ela é sempre positiva.

Como o resultado obtido aqui considera dois regimes cambiais distintos, é muito provável que qualquer interpretação mais acurada que venhamos a fazer seja falaciosa, porém alguns resultados interessantes foram encontrados. Discutimos, no Apêndice (A.3), hipóteses de interpretação.

III.5 – Período Pré Desvalorização

Observamos, nesta seção, dados do período que corresponde apenas ao *Crawling Peg* brasileiro, o que nos permite um resultado econométrico de acordo com o que a intuição econômica do regime nos sugere.

Este período foi analisado por Garcia e Olivares (2001), que serve, portanto, de ponto de partida para nossas interpretações. Nossas observações diferem da exposta no artigo deles pois excluimos as observações referentes aos meses de abril e maio de 1995, por considerarmos que ainda são anômalas em relação ao restante da série. Trabalhamos pois com duas observações a menos.

A Figura (8) mostra que o risco cambial é uma suavização do *forward premium*. Ilustramos com dados da metodologia 1, que é a utilizada em Garcia e Olivares (2001). Atente para a ordem de grandeza do eixo das ordenadas, em relação ao da Figura (6).

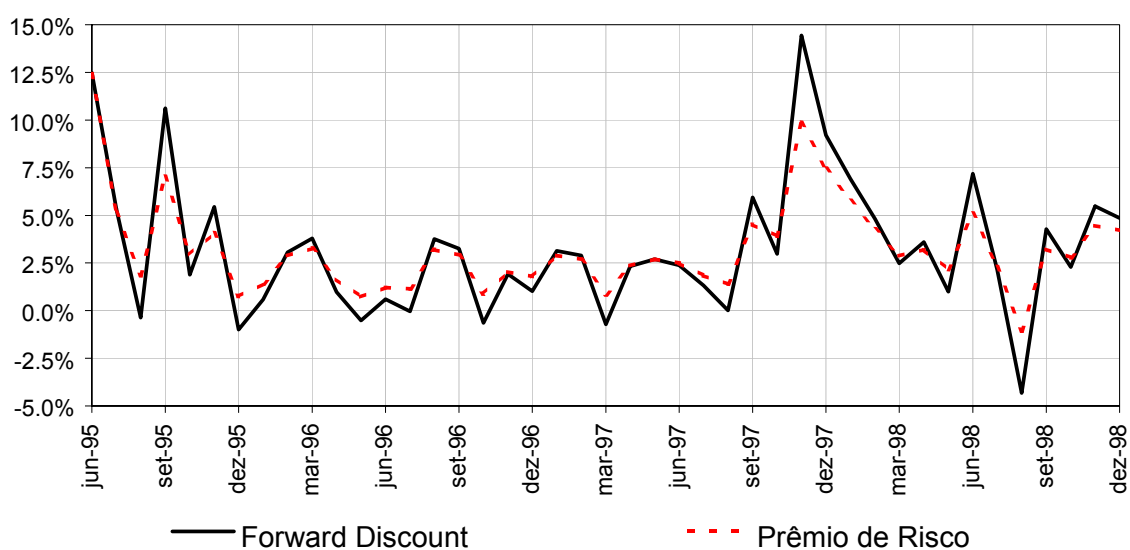


Figura 8: Extração do Risco Cambial a partir do *Forward Discount* – Pré-Desvalorização

A seguir, a Figura (9) compara as quatro séries de risco cambial que estimamos, alternando as metodologias 1 e 2, e estimando ora com a janela de 82 observações, correspondente ao período completo, ora com a janela de 43 observações, referentes aos dados do *Crawling Peg*.

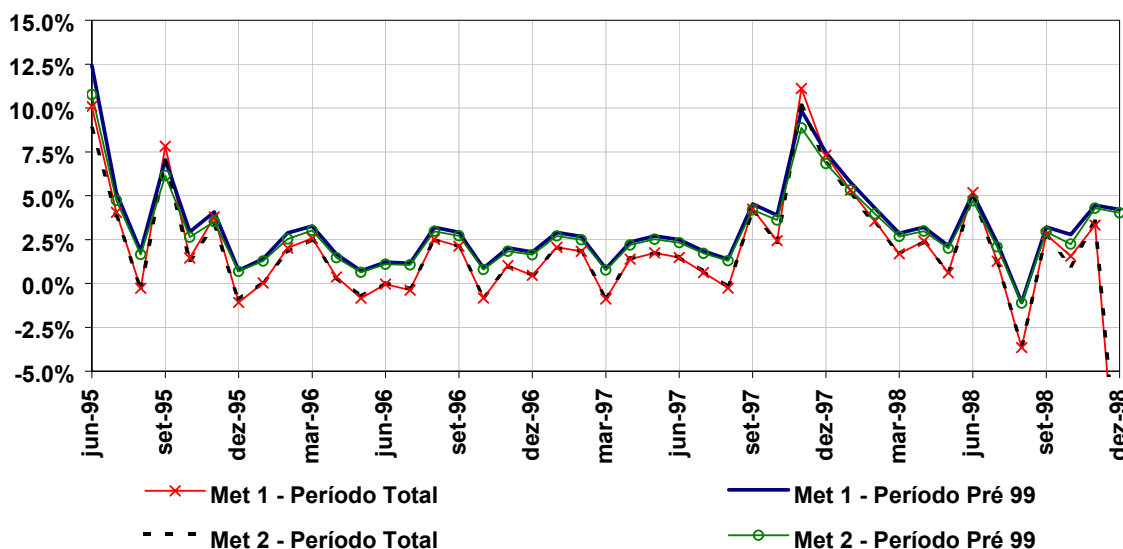


Figura 9: Comparação das séries de prêmio de risco

É perceptível a diferença causada pelo acréscimo de observações na estimação, mostrando que realmente é necessário proceder às estimações de períodos específicos separadamente. Podemos perceber também, comparando a metodologia 1 e 2, na estimação do período pré-desvalorização, que a série de prêmio de risco extraída a partir dos contratos de dólar futuro é menor 0,3%, em média, que a série obtida pelos contratos de juros, e que possui uma variância menor. Esta comprovação é decorrência dos contratos de juros apresentarem menos liquidez que o contrato de dólar futuro, e conseqüentemente terem um custo operacional maior, que é refletido no aumento da taxa do prêmio de risco.

As Figuras (10) e (11) apresentam, respectivamente, a composição do *forward premium*, em nível e percentualmente. Como já vimos que as metodologias praticamente se equivalem, faremos a exposição dos gráficos apenas em função do dólar futuro, obtido pelas taxas dos Swaps DI-Pré e Dólar-Pré.

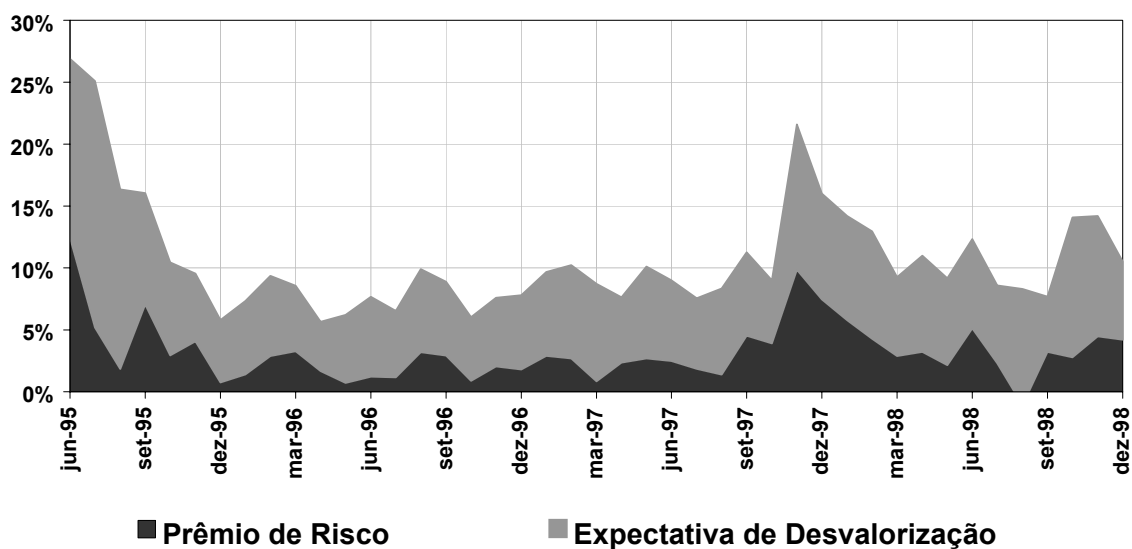


Figura 10: Composição do *forward premium*

Do resultado acima, percebemos que a expectativa de desvalorização apresenta um comportamento mais estável que o do prêmio de risco. As médias da expectativa de desvalorização, nas duas metodologias, foram iguais a 7,52%, e seus desvios-padrão foram respectivamente, 3,02% e 3%, indicando credibilidade na política econômica desenvolvida pelo governo, que impunha uma desvalorização anual de 7%. Já o prêmio de risco, teve média de 3,25% e 2,95%, com desvios-padrão associados de 2,45% e 2,19%.

Em agosto de 1998, temos um caso bastante peculiar, onde o prêmio de risco é -1,08%, o que significa dizer que o diferencial entre os juros indexados às moedas nacional e estrangeira é menor que a expectativa dos agentes, em relação à desvalorização que ocorrerá no período.

Também chama atenção, o comportamento do risco cambial no quarto trimestre de 1997, e no meio do ano de 1998, quando ocorreram, respectivamente, a Crise Asiática e a Crise Russa, indicando que, em algum grau, o câmbio refletiu apreensões do mercado financeiro relativas a possibilidade de Contágio¹⁵.

Outra conclusão que tiramos da Figura (10) refere-se a composição do *forward premium*, pois vemos que é explicável, em sua maior parte, pela expectativa de

¹⁵ Bevilaqua, Garcia e de Paula (2001) são uma boa referência do impacto de crises externas em economias emergentes. Franco (2000) discute, especificamente, os impactos na economia brasileira.

desvalorização. Esta percepção é acentuada se observarmos a decomposição percentual, como mostra a Figura (11).

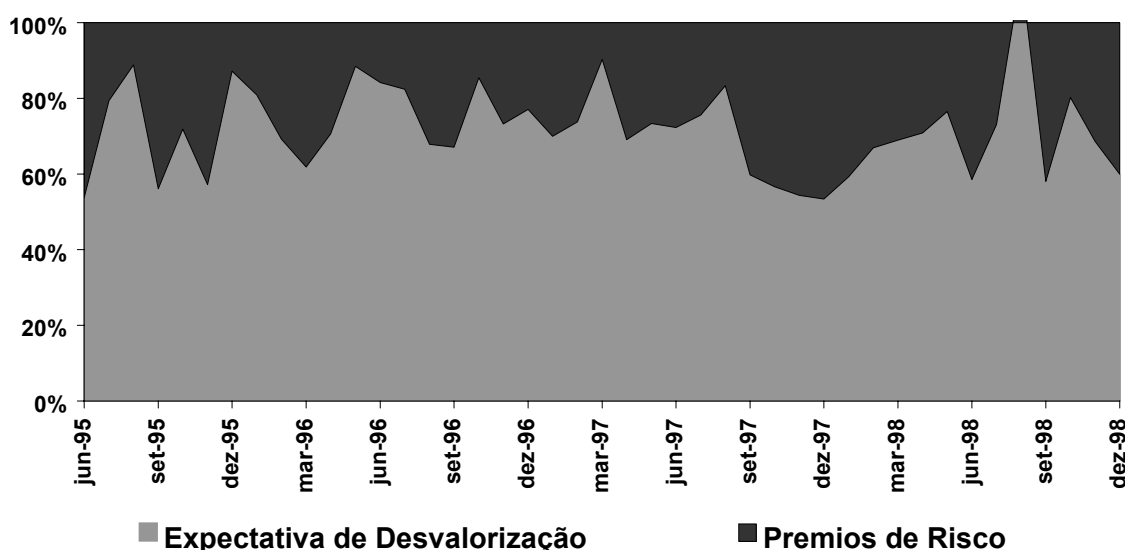


Figura 11: Composição percentual do *forward premium*

Os parâmetros estimados para este período, para as duas metodologias que testamos, foram bastante próximos, sendo os coeficientes do termo auto-regressivo, em cada caso, 0,259 e 0,264 com desvios-padrão associados, em ambas séries, de 0,01; além disso, estimamos o intercepto do prêmio de risco sendo igual a 2,96% e 2,71%, em cada metodologia.

Uma forma de testar a qualidade destas estimações seria calcular o modelo ARMA (1,1) especificado na Equação (18). Realizamos este teste e as estimativas para os coeficientes auto-regressivos, em cada metodologia respectivamente, são de 0,299 e 0,332, o que é condizente com os valores estimados pelo Filtro de Kalman.

Ainda constatamos que após a estimação do prêmio de risco negativo, este retoma uma dinâmica de elevação, o que seria indicação do fim da credibilidade do *Crawling Peg*¹⁶, pois, o aumento do risco cambial significa que há aumento da probabilidade associada a uma desvalorização não esperada.

¹⁶ Há uma discussão sobre a escolha de regimes cambiais em Frankel (1999a). Edwards (1999) também tece breves comentários sobre o assunto.

Por fim faremos uma análise das correlações do período. Contemporaneamente, o risco cambial e a expectativa de desvalorização apresentam um coeficiente de correlação de 0,49 e 0,45, de acordo com a série que estivermos tratando. Tratando as correlações defasadas, obtemos: na análise do impacto da expectativa de desvalorização defasada em relação ao risco cambial corrente, 0,33 independente da metodologia e, invertendo a defasagem, alcançamos a marca de 0,62 e 0,61, respectivamente para metodologia 1 e 2.

Estes resultados mostram que este regime cambial está sujeito à instabilidade pois qualquer choque ocasiona novos impactos na mesma direção do anterior. Verifica-se, portanto, possibilidade de formação de bolha especulativa. Verificamos, na economia brasileira, o ápice especulativo no segundo semestre de 1998, quando há um processo de evasão de divisas em ritmo acelerado.

III.6 – Período Pós Desvalorização

Em janeiro de 1999, o Brasil abandona o regime cambial de rigidez da cotação da moeda americana e define nova diretriz para Política Econômica, onde o câmbio passa ao regime de livre flutuação e, conseqüentemente, não há mais uma expectativa bem definida a respeito da taxa de câmbio que prevalecerá no futuro, além de excessos de pessimismo terem importância elevada no curto prazo, fazendo o câmbio exceder o preço justo, provocando apreciações do Real após períodos de intensa depreciação, como verificamos, claramente, no primeiro trimestre de 1999 e após os atentados terroristas de 11 de setembro de 2001.

Implicitamente, a nova dinâmica estabelecida neste período, e que vigora ainda hoje, reduz o número de restrições que tínhamos, não no modelo de estimação, mas na formação dos preços, no mercado financeiro. Ou seja, o fato de conseguirmos modelar com eficiência o período anterior decorre da dinâmica analisada ser simplificada em função de restrições existentes na economia. Significa dizer que inserimos um novo questionamento, anterior ao da definição da magnitude de desvalorização que os agentes esperavam, no *Crawling Peg*, para o período seguinte, pois agora ainda há que se definir que variação ocorrerá: apreciação ou depreciação?

Além disso, a possibilidade do câmbio descrever trajetórias não definidas previamente, seguindo apenas pressões do mercado, nos leva a um patamar de volatilidade superior ao que trabalhávamos, e em decorrência, há maior dificuldade em estimar valores que expliquem o movimento satisfatoriamente.

Os *outliers* referentes às três primeiras observações do período dificultam bastante a suavização, e nos faz achar o prêmio de risco como sendo a própria série de *forward discount*. Os resultados para a metodologia 1 e 2 são praticamente iguais, diferindo do resultado obtido quando fazemos uso das médias.

Na metodologia 3, obtivemos média de $-2,9\%$, e desvio-padrão de $67,6\%$, enquanto que nas duas primeiras metodologias, as médias foram de $-10,2\%$ e $-8,7\%$, com desvios padrão de mais de 105% , como mostra a Tabela (1).

As estatísticas referentes ao risco cambial reforçam este resultado pois obtemos nos resultados 1 e 2 prêmios negativos, e superior a 10% em módulo, com desvios-padrão de cerca de dez vezes a média, enquanto que no cálculo pela média, obtemos um desvio-padrão cerca de 40% menor, e média igual a $-2,91\%$. As Figuras (12) e (13) apresentam as comparações das séries.

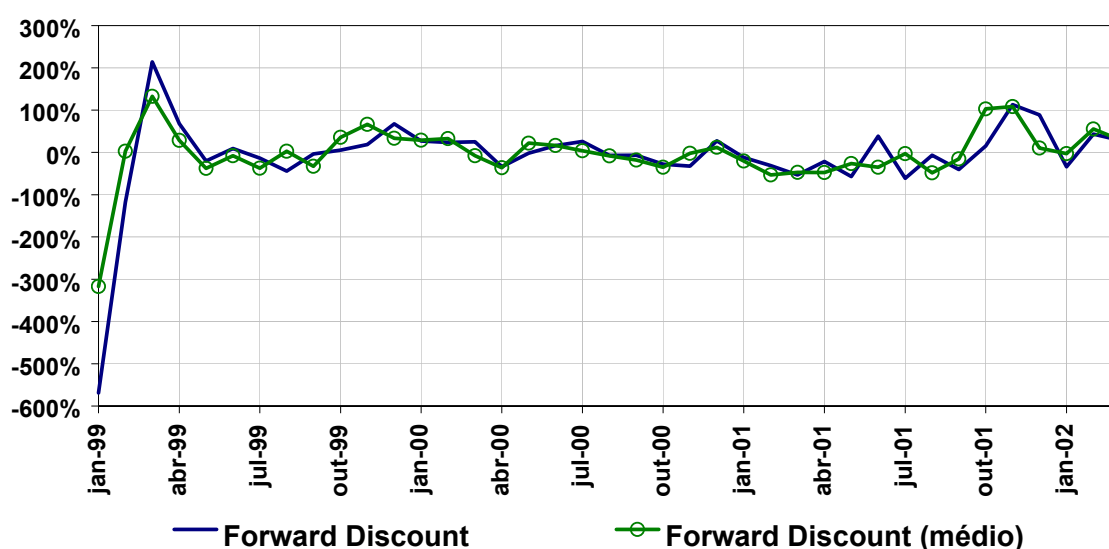


Figura 12: Comparação das séries de *forward premium*

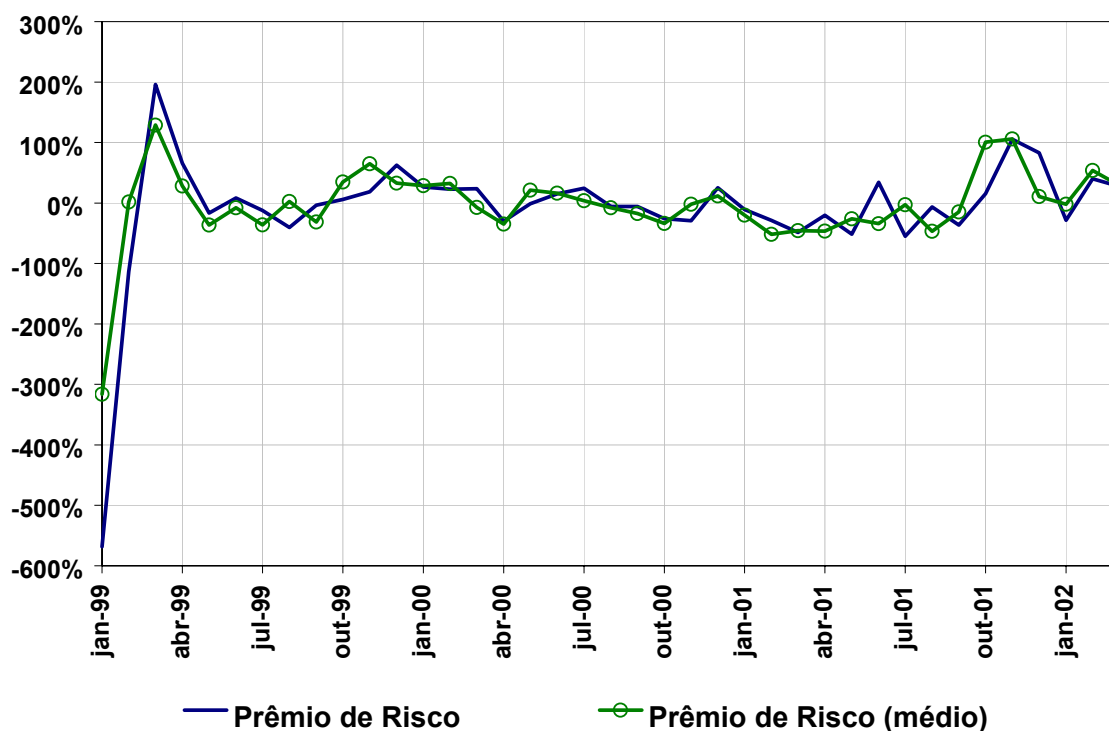


Figura 13: Comparação entre as séries de prêmio de risco

Apesar de o resultado ser de difícil explicação econômica, estatisticamente obtivemos parâmetros condizentes com os obtidos na estimação do modelo ARMA (1,1) equivalente, onde os modelos derivados da metodologia 1 e 2 têm parâmetro auto-regressivo de 0,19, no Filtro de Kalman, e 0,16 no modelo ARMA. O modelo de médias não apresentou enquadramento bom, sendo a estimação do parâmetro, via Filtro, igual a 0,19, e no ARMA (1,1), 0,08.

Como não é possível fazer uma boa suavização da série de *forward discount*, não é possível garantir a eficiência das estimações, e sua interpretação econômica. Por isso, novamente, deixamos para o Apêndice (A.3) interpretações possíveis.

III.7 – Período Pós Desvalorização (exceto janeiro, fevereiro e março)

A última das nossas estimações cobre o período pós-desvalorização, porém excluindo o primeiro trimestre de 1999, que é marcado por muita turbulência. Nossa investigação nesta seção estará focada na comparação destes resultados com os obtidos anteriormente, para o mesmo período.

IV – ARCABOUÇO DE FAMA

Discutiremos nesta seção, as implicações da análise de risco cambial segundo a ótica de Fama (1984), onde criaremos instrumental para discutir a composição da variância do *forward premium*, em termos da variância do prêmio de risco e da expectativa de desvalorização.

Segundo esta análise, poderemos também fazer alguns testes sobre a eficiência do mercado futuro de taxas de câmbio, discutindo nossas conclusões, resultantes da dinâmica de extração de sinal feita na seção anterior, a partir de outra perspectiva. Fama conclui que o prêmio de risco é responsável pela maior parte da variância do *forward premium*, e que as séries de expectativa de desvalorização e de risco cambial são inversamente correlacionadas.

Em Bansal e Dahlquist (2000), algumas considerações são feitas a respeito dos resultados de Fama, em particular sobre o *forward premium puzzle*, que é definido pela correlação negativa entre a desvalorização da moeda nacional e o *forward premium*, contrariando assim a predição feita para o câmbio via paridade coberta do juros. Os autores relatam que a evidência empírica que constitui o *forward premium puzzle* só foi encontrada em economias desenvolvidas, e que estas evidências não são vistas em países emergentes.

Fama define que o valor do dólar futuro é igual à sua expectativa, acrescida do prêmio de risco, e o valor futuro do dólar *spot* é composto por sua expectativa e uma vetor de erros ortogonal a todas as demais variáveis, correspondendo ao erro de previsão.

$$f_t^k = E_t(s_{t+k}) + p_t \quad (19)$$

$$s_{t+k} = E_t(s_{t+k}) + v_{t+k} \quad (20)$$

Subtraindo o valor corrente do dólar à vista, s_t , na Equação (19), e organizando os termos, encontramos nossa equação de composição do *forward premium*:

$$f_t^k - s_t = E(s_{t+k} - s_t) + p_t \quad (21)$$

Como já vimos, na Seção (2.2), o *forward premium* pode ser decomposto em duas partes, uma que se convencionou, na literatura, chamar de *forward discount* e outra relativa a desvalorização efetiva do câmbio. As equações “fundamentais” de Fama consistem em regredir cada um destes dois termos do *forward premium* sobre o próprio, como mostram as Equações (22) e (23):

$$f_t^k - s_{t+k} = \alpha_1 + \beta_1(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{1,t+k} \quad (22)$$

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t^k - s_t) + \varepsilon_{2,t+k} \quad (23)$$

É conveniente salientarmos que somando as equações obteremos:

$$\begin{aligned} f_t^k - s_{t+k} + s_{t+k} - s_t &= [\alpha_1 + \alpha_2] + [\beta_1 + \beta_2](f_t^k - s_t) + [\varepsilon_{1,t+k} + \varepsilon_{2,t+k}] \\ f_t^k - s_t &= [\alpha_1 + \alpha_2] + [\beta_1 + \beta_2](f_t^k - s_t) + [\varepsilon_{1,t+k} + \varepsilon_{2,t+k}] \end{aligned} \quad (24)$$

ou seja, $(\alpha_1 = -\alpha_2)$, $(\beta_1 + \beta_2 = 1)$ e $(\varepsilon_1 = -\varepsilon_2)$, o que significa dizer que as equações são complementares e, assim, os resíduos produzidos em uma das equações correspondem à informação que será explicada pela outra equação. Não é necessário, portanto, analisar as duas equações, para que se capture toda a informação nelas contida, mas apenas uma.

A partir das equações de Fama, é possível discutir a existência de tendenciosidade no mercado de câmbio, o que é verificado se rejeitarmos a hipótese conjunta de $\alpha_2 = 0$ e $\beta_2 = 1$ (Obstfeld e Rogoff, 1996). Há aparente consenso, na literatura, de que se o parâmetro de inclinação, na Equação (23), for diferente de 1 há presença de prêmio de risco, e que este pode variar com passar do tempo.

Para estudarmos a composição da variância do *forward premium*, é preciso analisarmos os limites em probabilidade dos estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de β_1 e β_2 . Derivamos o resultado para β_1 , na Equação (25):

$$\begin{aligned}
p \lim \left(\hat{\beta}_1^{MQO} \right) &= \frac{\text{Cov}(f_t^k - s_{t+k}, f_t^k - s_t)}{\text{Var}(f_t^k - s_t)} = \frac{\text{Cov}(p_t - v_{t+1}, E_t(s_{t+k} - s_t) + p_t)}{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t) + p_t)} \\
&= \frac{\text{Var}(p_t) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))} \quad (25)
\end{aligned}$$

E, analogamente, escrevemos a Equação (26), para o estimador de β_2 :

$$\begin{aligned}
p \lim \left(\hat{\beta}_2^{MQO} \right) &= \frac{\text{Cov}(s_{t+k} - s_t, f_t^k - s_t)}{\text{Var}(f_t^k - s_t)} \\
&= \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))} \quad (26)
\end{aligned}$$

Quando $\text{cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t)) = 0$, os coeficientes β_1 e β_2 dividem a variância do *forward premium* em partes proporcionais às variâncias do risco cambial e da expectativa de desvalorização da taxa à vista. Desafortunadamente, este é um caso muito especial. Quando as componentes de $(f_t - s_t)$ são correlacionadas, os coeficientes das regressões ainda incluem as proporções da $\text{Var}(f_t - s_t)$ devidas a $\text{Var}(p_t)$ e $\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t))$, porém perde-se a interpretação simples dos coeficientes, obtida na condição de ortogonalidade.

A esta altura podemos fazer uma investigação bastante interessante sobre uma das conclusões de Fama, a que diz que o *forward premium* tem na variância do prêmio de risco sua principal fonte de variação, pois a partir desta assertiva, e algumas transformações algébricas, é possível impormos uma restrição aos valores de β_2 .

$$\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) < \text{Var}(p_t) \Rightarrow \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t))}{2} < \frac{\text{Var}(p_t)}{2} \quad (27)$$

Somando $\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t))/2$ e $\text{Cov}(E_t(s_{t+k} - s_t), p_t)$ em ambos os lados da Equação (27) teremos:

$$\frac{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t))}{2} = \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) < \frac{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t))}{2}$$

$$\begin{aligned}
& \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Cov}(E_t(s_{t+k} - s_t), p_t) < \frac{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + 2\text{Cov}(E_t(s_{t+k} - s_t), p_t)}{2} \\
& \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Cov}(E_t(s_{t+k} - s_t), p_t) < \frac{\text{Var}(p_t + E_t(s_{t+k} - s_t))}{2} = \frac{\text{Var}(f_t^k - s_t)}{2} \\
& \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Cov}(E_t(s_{t+k} - s_t), p_t)}{\text{Var}(f_t^k - s_t)} = p \lim \left(\hat{\beta}_2^{MQO} \right) < \frac{1}{2} \quad (28)
\end{aligned}$$

Ou seja, a Equação (28) nos mostra que o resultado de Fama é consequência da estimação de β_2 ser inferior a $1/2$, o que de fato é verdade, já que suas estimações resultaram em valores negativos. Retomando sua outra conclusão, e assumindo os resultados encontrados de $\beta_2 < 0$, fazemos uma última exposição, antes de mostrarmos nossos resultados aplicados ao câmbio Real / Dólar Americano:

$$p \lim \left(\hat{\beta}_2^{MQO} \right) = \frac{\text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + \text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))}{\text{Var}(p_t) + \text{Var}(E_t(s_{t+k} - s_t)) + 2\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t))} < 0$$

Mas como as variâncias são estritamente positivas, só resta uma alternativa:

$$\text{Cov}(p_t, E_t(s_{t+k} - s_t)) < 0 \quad (29)$$

IV.1 – O Caso Brasileiro

A fim de proceder à estimação das regressões de Fama (1984), utilizamos uma base de dados alternativa, em frequência diária. A restrição referente aos dados disponíveis só nos permite calcular a série de dólar futuro a partir de meados de 1998, o que nos impede de realizar este exercício, eficientemente, para o período de *Crawling Peg*.

A primeira necessidade é de que uma série de dólar futuro seja construída. Para isso fixamos a maturidade que queremos estudar em um mês, ou 21 dias úteis, e utilizamos as taxas referentes aos contratos futuros de DI e DDI, negociados junto à BM&F. Como estes contratos tem maturidade fixa, apenas eventualmente eles representarão o prazo exato que queremos analisar. Para resolver este infortúnio, interpolamos¹⁷ as taxas a termo.

¹⁷ O método de interpolação é o log-linear, pois é amplamente utilizado no mercado financeiro, e é a notação utilizada nas divulgações da BM&F. Os detalhes da interpolação foram deixados para o Apêndice.

Após termos construído a série do dólar futuro, desenvolvemos os mesmos passos apresentados na Seção 2 para construir nossas variáveis de interesse. O primeiro e mais simples teste a ser realizado, diz respeito a tendenciosidade do dólar futuro.

Para isto, utilizamos uma regressão¹⁸ estática em janelas diferentes de dados. A tabela (4) nos mostra os valores estimados e a significância estatística dos parâmetros para observações mensais (dados da metodologia 1 da Seção 2), enquanto a tabela (5) apresenta os mesmos dados referentes, porém, à série de frequência diária.

	Períodos							
	jun/95 - abr/02		jun/95 - dez/98		jan/99 - abr/02		abr/99 - abr/02	
	α_2	β_2	α_2	β_2	α_2	β_2	α_2	β_2
Valor Estimado	0.13	0.02	0.03	0.43	0.20	-0.01	0.14	-0.39
Desvio-Padrão	0.07	0.45	0.01	0.13	0.14	0.48	0.21	1.79
P-Valor	2.06	0.03	2.44	3.41	1.48	-0.02	0.67	-0.22
Nível de Significância	4.2%	97.3%	1.9%	0.1%	14.8%	98.4%	50.8%	83.0%
R²	0.4%		41.2%		0.0%		0.2%	

Tabela 4: Resultado da regressão estática de Fama com observações mensais

	Períodos							
	mai/98 - abr/02		mai/98 - dez/98		jan/99 - abr/02		abr/99 - abr/02	
	α_2	β_2	α_2	β_2	α_2	β_2	α_2	β_2
Valor Estimado	0.03	-0.11	0.01	0.01	0.03	-0.11	0.01	-0.01
Desvio-Padrão	0.01	0.04	0.00	0.01	0.01	0.04	0.00	0.03
P-Valor	5.08	-2.39	9.34	1.73	5.28	-2.53	3.05	-0.42
Nível de Significância	0.0%	1.7%	0.0%	8.7%	0.0%	1.2%	0.2%	67.2%
R²	1.8%		2.1%		1.9%		0.0%	

Tabela 5: Resultado da regressão estática de Fama com observações diárias

Percebemos que o único resultado relevante é o do período de *Crawling Peg*, com observações mensais. O valor do beta é positivo e menor que $\frac{1}{2}$, o que valida o primeiro resultado de Fama (1984), que atribui ao prêmio de risco maior relevância na variação do *forward premium*. Porém, o valor positivo nos impede de comprovar a existência do *puzzle* proposto por Fama, confirmando o resultado de Bansal e Dalquist. Além disso, o valor do alfa diferente de zero, combinado ao 0,43 do beta, são suficientes para rejeitarmos, a hipótese de não tendenciosidade, o que já foi discutido em Garcia e Olivares (2001) e Chrity, Garcia e Medeiros (2002).

¹⁸ Em todas as regressões, os desvios-padrão são “White Heterocedasticity-Consistent”.

Nas palavras de Bansal e Dalquist, “(...) *For lower income economies the time-series regression is unable to say much since the standard errors are quite large due to their brief data histories.*(...)”, ou seja, mesmo sem o Brasil pertencer ao grupo de países estudados pelos autores, podemos identificar uma forte semelhança, pois se trata de uma economia também emergente.

Apesar da elevada variância que as séries apresentam, foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária, nas séries diárias, com intervalo de 1% de confiança. O resultado do teste ADF para a série de desvalorização está organizado na tabela (6), enquanto o teste para o *forward premium* está na tabela (7).

	Número de Defasagens						
	1	2	3	4	5	6	12
Estatística ADF	-3.70	-3.99	-4.39	-4.38	-3.99	-4.76	-5.62
Valor Crítico - 1%	-3.97	-3.97	-3.97	-3.97	-3.97	-3.97	-3.97
Valor Crítico - 5%	-3.42	-3.42	-3.42	-3.42	-3.42	-3.42	-3.42
Valor Crítico - 10%	-3.13	-3.13	-3.13	-3.13	-3.13	-3.13	-3.13

Tabela 6: Teste ADF da série de desvalorização efetiva – dados diários

	Número de Defasagens						
	1	2	3	4	5	6	12
Estatística ADF	-11.74	-10.99	-8.91	-6.93	-5.99	-5.82	-4.39
Valor Crítico - 1%	-3.44	-3.44	-3.44	-3.44	-3.44	-3.44	-3.44
Valor Crítico - 5%	-2.86	-2.86	-2.86	-2.86	-2.86	-2.86	-2.86
Valor Crítico - 10%	-2.57	-2.57	-2.57	-2.57	-2.57	-2.57	-2.57

Tabela 7: Teste ADF da série de *forward premium* – dados diários

Uma vez que as estimações pontuais não são boas, dada a elevada volatilidade dos períodos completos, uma melhor forma de analisar os coeficientes, alfa e beta, das regressões “fundamentais” seria utilizar *rolling regressions*, pois poderíamos capturar o comportamento destas variáveis ao longo do tempo.

Nossa análise incluiu 3 tamanhos distintos de janela de observações: 21, 63 e 126 dias úteis. É bastante intuitivo que, com o crescimento da janela, haja maior estabilidade dos parâmetros. Da Figura (15) a Figura (20) mostramos os resultados para o α_2 e o β_2 , em alguns destes horizontes de tempo.

Verificamos, na análise dos alfas, que antes da mudança de regime cambial, mesmo com uma série curta, de apenas alguns meses, havia viés significativo estatisticamente, porém de magnitude diminuta, compatível com a instabilidade que já passava o *Crawling Peg*, ou seja, o *forward premium* incorporava não só a expectativa de desvalorização anunciada pelos *policy-makers*, como também um relativo pessimismo.

Após o abandono desta política, percebemos que por vezes o mercado apresentou elevado viés, o que indica situações de precariedade na arbitragem do dólar futuro em relação à projeção da taxa que efetivamente prevalecerá feita pelo dólar futuro.

Na Figura (16), inserimos a série de dólar à vista, e percebemos que há uma certa persistência do viés (tanto positivo quanto negativo) representado pelo alfa pois, imediatamente após detectarmos um período de apreciação, verifica-se que o alfa se torna negativo, e ao retomar uma trajetória depreciativa, o alfa volta a ser positivo. Enquanto o câmbio está estável, o valor deste viés tende a zero.

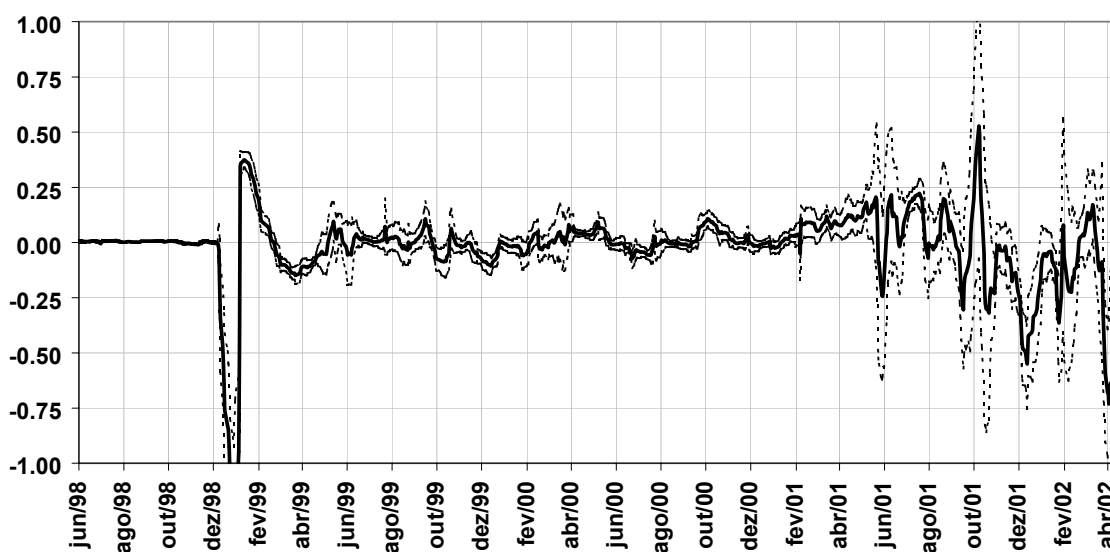


Figura 15: Alfa 2 utilizando janela de 21 dias e maturidade de 21 dias

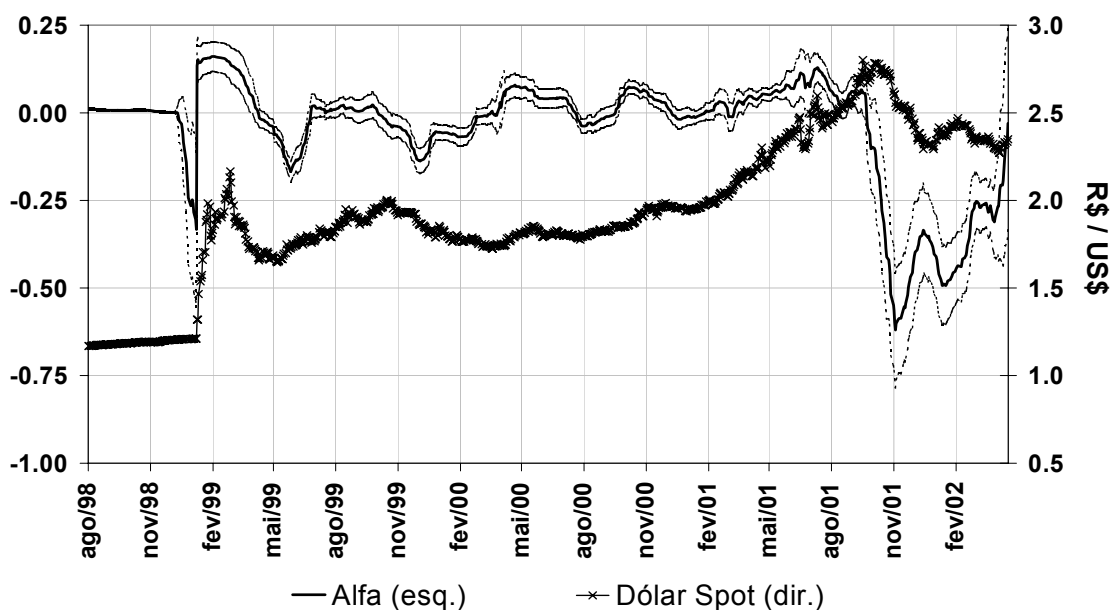


Figura 16: Alfa 2 utilizando janela de 63 dias e maturidade de 21 dias e dólar *spot*

Seguindo esta dinâmica, o período após os atentado de 11 de setembro segue claramente este padrão, e com valores elevados, o que facilita a identificação. Percebe-se que há um período de forte depreciação, coincidente com elevados valores de alfa. Ao haver reversão desta tendência e o câmbio voltar a se apreciar, o alfa atinge os menores valores da amostra, tornando-se mais próximo de zero, conforme a indicação de que o período de apreciação se encerraria, e a cotação justa da moeda americana seria atingida.

A análise dos betas mostrou-se muito mais complexa uma vez que nas janelas de menos observações praticamente em todos os dias rejeitamos a significância estatística do coeficiente. Por um lado isso é uma forte evidência de tendenciosidade, porém não permite abordagens muito extensas. A Figura (17) é apenas ilustrativo, já que não foi possível encontrar nenhum período de significância.

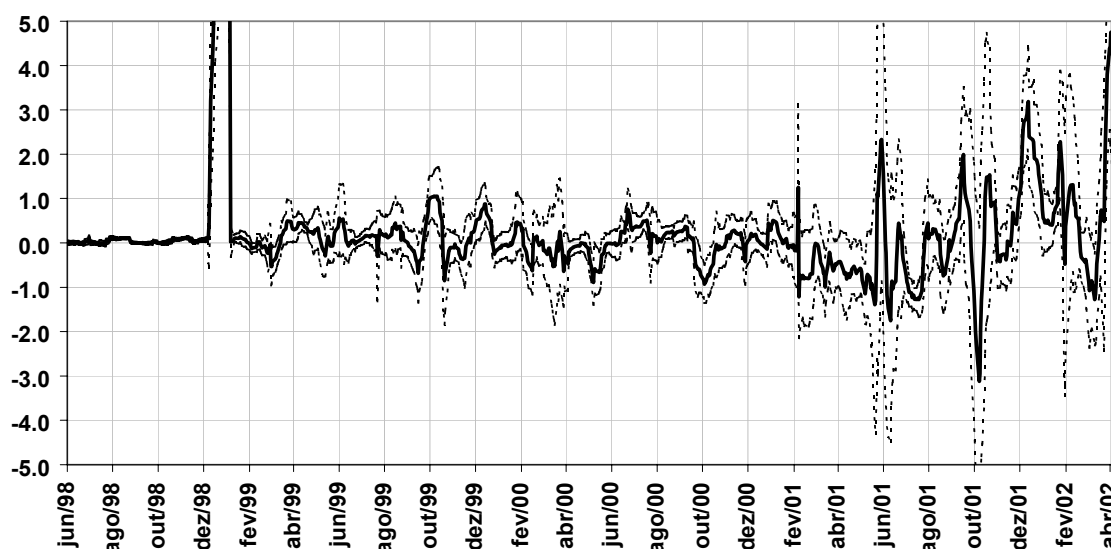


Figura 17: Beta 2 utilizando janela de 21 dias e maturidade de 21 dias

Como a *rolling regression* calculada com janela de 126 dias é mais suave, foi possível fazer algumas conclusões, inclusive analisando conjuntamente os parâmetros alfa e beta.

Alguns meses após a desvalorização, quando a taxa de câmbio volta a ter movimentos mais comedidos, experimenta-se a quase eficiência do futuro do dólar ($\beta=1$), pois verificamos que o parâmetro beta descreve uma trajetória crescente, não sendo estatisticamente possível rejeitar a hipótese de ele ser igual a 1. Concomitantemente, o alfa se torna negativo, e diferente de zero, o que significaria dizer que há um contido viés de apreciação.

Logo após a desvalorização de 1999 e os atentados terroristas de 2001, percebemos uma dinâmica semelhante, tanto no comportamento do intercepto quanto da inclinação. Verificamos que os valores de beta são bem maiores, e os interceptos, por sua vez, são negativos. *Ex-post*, sabemos que houve apreciação cambial nestes momentos, o que significa que o efeito do intercepto é preponderante porém, *ceteris paribus*, variações pequenas do *forward premium* seriam suficientes para reverter a trajetória cambial.

Suplantadas as incertezas da mudança de regime cambial, o novo regime ensaia atingir um nível de eficiência, com o beta se aproximando de 1 e o alfa de 0, mas notícias adversas vindas da Argentina e Equador criam um ambiente de pessimismo, provocando

uma momentânea interrupção da eficiência, em prol da tendenciosidade usual das economias emergentes, com $0 < \beta_2 < 1$. O pessimismo é passageiro, e verificamos a eficiência do *forward premium*, de fins de 1999 a março de 2000.

O ano de 2000 é um ano de relativa tranquilidade, pois não há nenhum choque econômico de impacto semelhante aos experimentados antes e depois deste período. Neste cenário, a economia brasileira alcança o denominado *forward premium puzzle*, pois não é possível rejeitar a hipótese do valor estimado ser negativo. O período é marcado por uma depreciação do Real, mas em níveis contidos, o que é justificado pelo alfa positivo e estatisticamente significativo.

Por fim, em novembro de 2000 há o agravamento da Crise Argentina, que rege, juntamente com as preocupações acerca do desaquecimento da economia norte-americana, as oscilações de humor do mercado internacional. Sofrendo fortes pressões, e com alta probabilidade de Contágio atribuída à economia brasileira, voltamos a verificar o beta típico de economias emergentes. No início do segundo semestre, em consequência do que ficou estilizado como “descolamento”, o beta volta a ser negativo, e em seguida é não significativo estatisticamente, sendo esta dinâmica abruptamente interrompida pelos fatos de 11 de setembro.

Ainda na Figura (19), temos a composição do beta, em termos da variância do *forward premium* e da covariância deste com a desvalorização efetiva. Chama atenção o fato da variância ser praticamente estável durante o ano de 2000, até março de 2001. Neste período, as mudanças no beta são dominadas por oscilações da covariância.

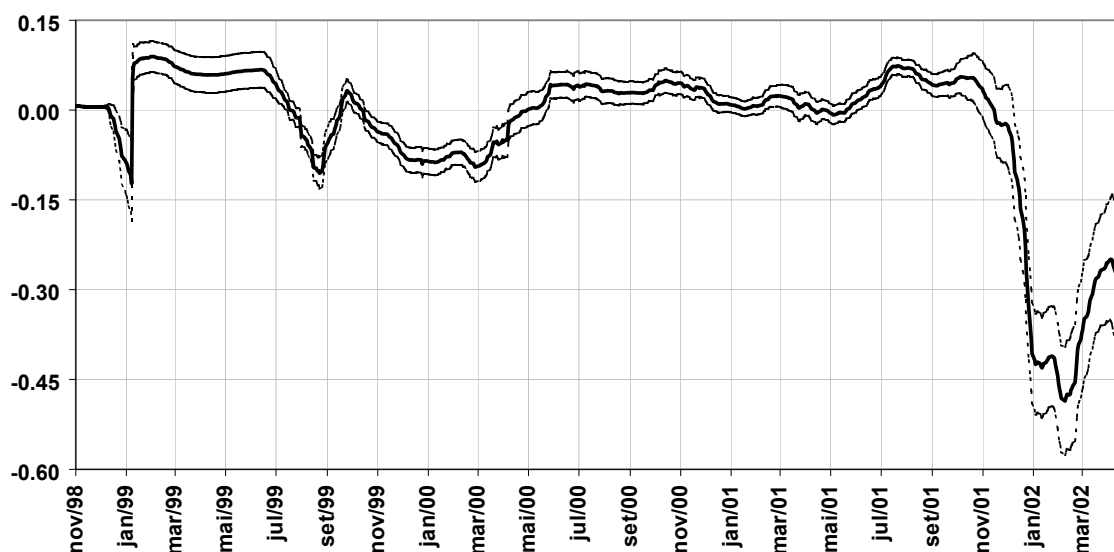


Figura 18: Alfa 2 utilizando janela de 126 dias e maturidade de 21

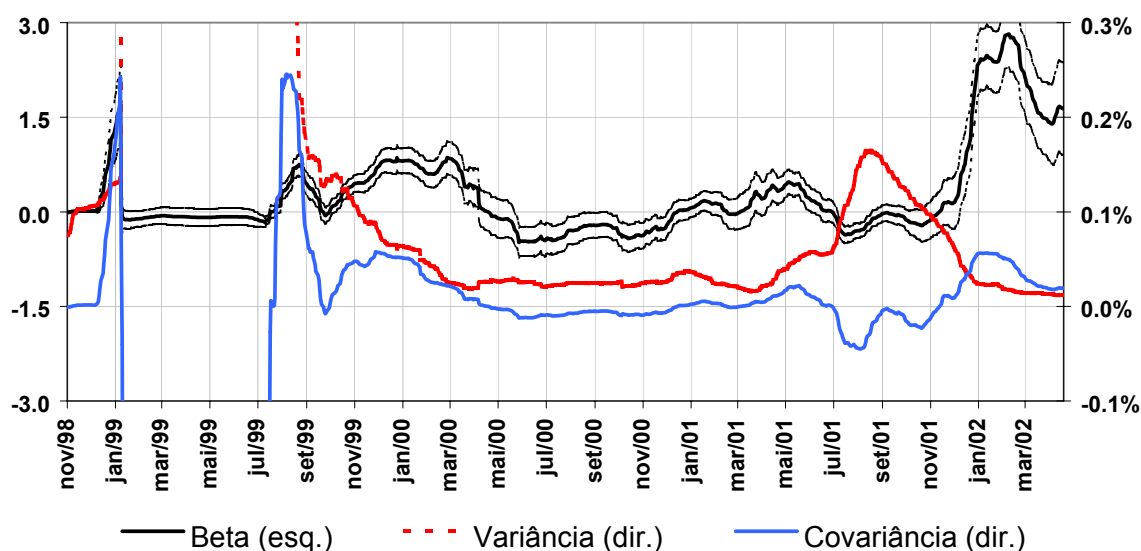


Figura 19: Beta 2 utilizando janela de 126 dias e maturidade de 126 dias e sua decomposição

De maio de 2001 em diante, há uma “explosão” da volatilidade do *forward premium*, simultânea a mudança de nível da série, mostrada na Figura (20). O aumento, em módulo, da covariância e a redução do intervalo de confiança para o beta garantem sua significância mas não por muito tempo. Por fim, a constante redução da variância associada à elevação da covariância provoca os elevados valores de beta.

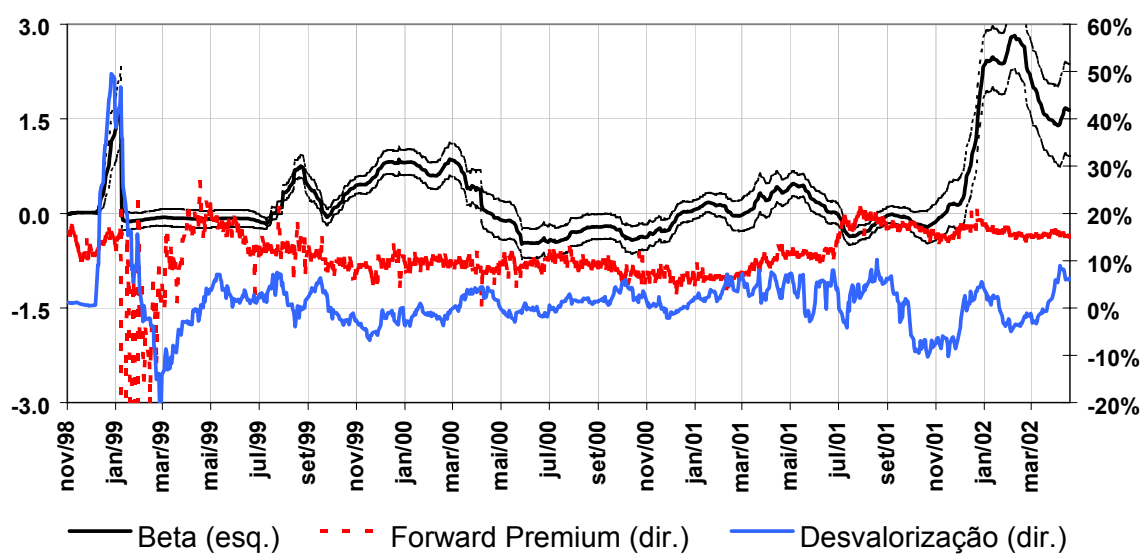


Figura 20: Beta utilizando janela de 126 dias e maturidade de 126 dias, e variáveis estudadas

V – EXPECTATIVA DO BANCO CENTRAL DO BRASIL

Nesta seção fazemos a exposição dos dados de expectativa em relação à taxa de câmbio futura divulgados pelo Banco Central de Brasil, doravante BCB. Investigamos a qualidade desta estimativa frente a que obtemos, para esta Seção em particular, utilizando o Filtro de Kalman, explicado na Seção 3, bem como fazendo a comparação com a depreciação cambial efetiva.

A metodologia empregada pelo BCB consiste de consulta feita à cerca de 100 instituições, financeiras ou não, semanalmente, obtendo valores esperados para a cotação do dólar no último dia útil do ano corrente, e também de alguns anos seguintes.

Como já mencionamos em diversas oportunidades, há um grande problema em termos uma data fixa, para o dado estudado, que é a redução da maturidade. Para evitá-lo, fixamos a maturidade em 1 ano, interpolando linearmente as previsões para o fim do ano corrente e para o fim do ano seguinte. Para que possamos fazer comparações entre nossos resultados e a série do BCB é preciso igualarmos o número de observações, utilizamos, portanto, apenas as previsões do primeiro dia útil de cada mês.

Na figura (21) mostramos a série de expectativa média de dólar, divulgada pelo BCB. Percebemos que durante o ano de 2000 a expectativa era de que houvesse depreciação do Real em níveis contidos, até novembro quando começa a se intensificar a Crise Argentina. A partir daí até o terceiro trimestre de 2001, a taxa de câmbio descreve uma acentuada trajetória de alta, e a expectativa começa a ser inferior ao valor corrente da taxa de câmbio, o que indica que o mercado estaria operando em excesso de pessimismo. Após setembro de 2001, data dos atentados terroristas ao *World Trade Center*, o valor das

expectativas supera novamente o dólar corrente, havendo assim, esperança de depreciação, motivada pelo avanço do pessimismo.

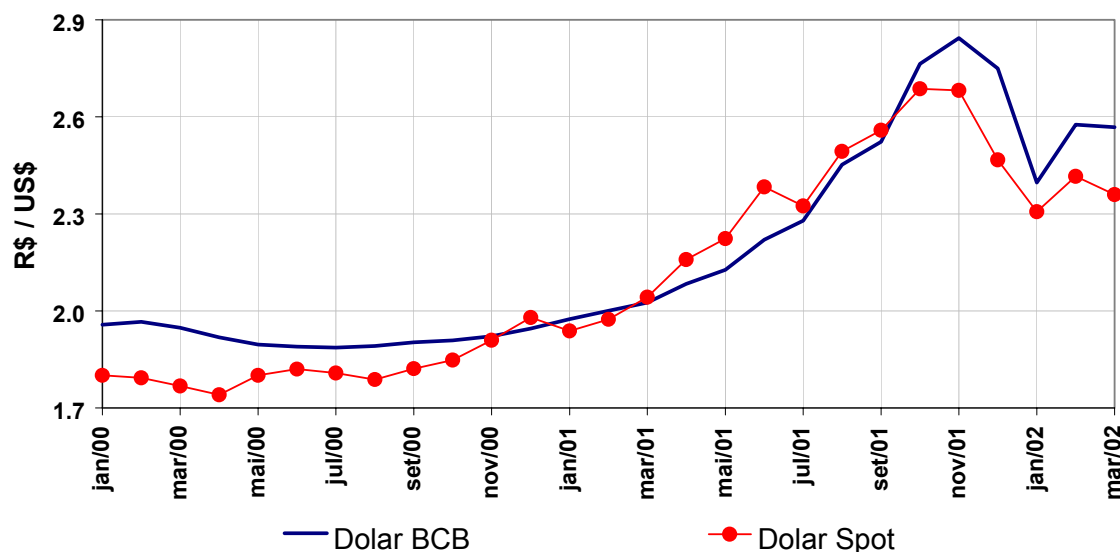


Figura 21: Dólar divulgado pelo BCB e dólar *spot*

Ainda comparamos a expectativa de depreciação implícita nesta série, com a obtida através do Filtro de Kalman. Como utilizamos a maturidade anual para a série de expectativas do BCB, foi necessário que estimássemos, via Filtro, uma série nesta maturidade. As duas séries de expectativa de variação cambial estão na Figura (22), junto com a série de variação efetiva do câmbio, para maturidade de 1 ano.

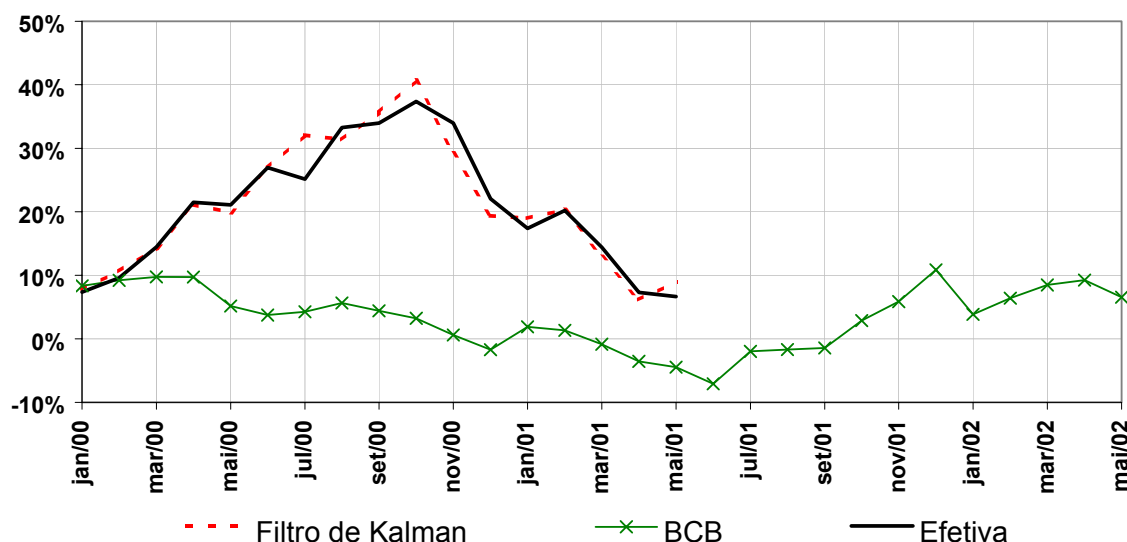


Figura 22: Comparação de séries de depreciação

Perceba que nossa estimativa de depreciação, pelo Filtro de Kalman, coincide com a efetiva. Este resultado é semelhante ao obtido na Seção 3, com maturidade mensal, e é

discutido no Apêndice (A.3). Percebemos que a depreciação do Real foi persistentemente sub-avaliada na série do BCB.

Uma possível explicação é a existência de diversos choques econômicos não antecipados, como as Crises Energética e da Argentina e os atentados de setembro, que se mostraram fortes fatores de pressão pela alta do dólar.

Ilustramos a composição do *forward premium*, a partir da série de expectativa do BCB, calculando o prêmio de risco pela diferença. A Figura (23) mostra que as séries apresentam correlação negativa, de $-0,65$, e oscilam entre valores positivos e negativos. Este comportamento também foi encontrado nas estimações da Seção 3, no período pós-desvalorização, e está comentado no Apêndice (A.3).

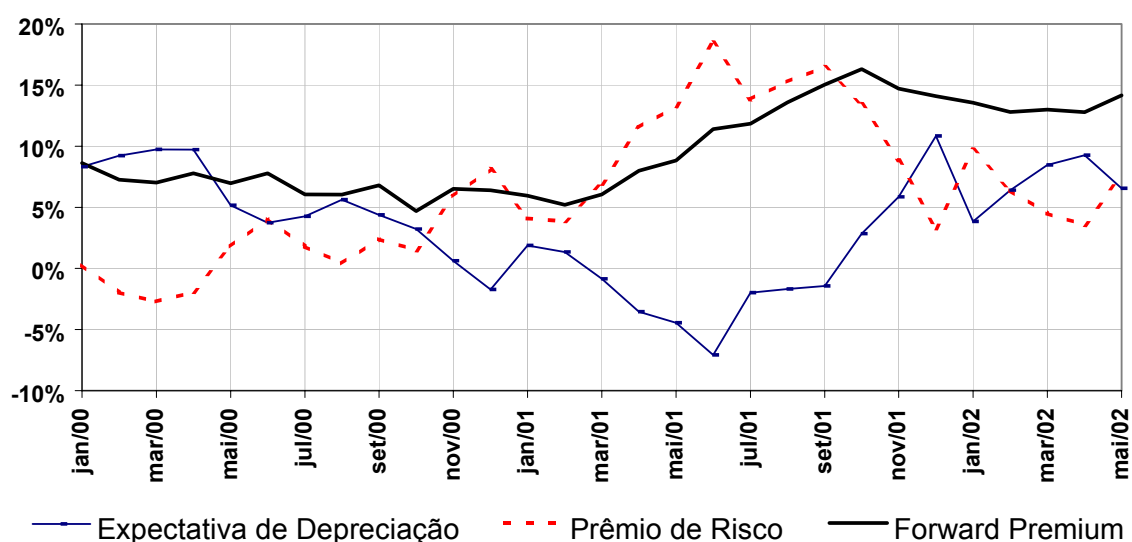


Figura 23: Decomposição do *forward premium*, a partir da expectativa do BCB

Analisando a decomposição do *forward premium* obtida no Filtro de Kalman, na maturidade anual, obtemos um resultado bastante contra intuitivo, pois não parece razoável, economicamente, que o prêmio de risco e a expectativa de apreciação tenham sido praticamente simétricos em relação ao *forward premium*, como encontramos¹⁹. Além disso, os valores persistentemente negativos do risco cambial não parecem muito coerentes.

¹⁹ Ver Apêndice de Resultados Falaciosos

É necessário reparar que o modelo estrutural, que utilizamos aqui, não é bom para maturidade anual e observações mensais, pois corre o que chamamos de imbricação dos dados. Isto significa que o erro de previsão cometido em um instante t não é dissipado em $t+1$, mas apenas em $t+12$, contaminando pois as demais estimações.

Utilizamos ainda as regressões de Fama (1984), para testar a compatibilidade entre a série do BCB e o que este arcabouço, desenvolvido na Seção 4, nos permite interpretar. Novamente a maturidade do dólar futuro usado foi de um ano. As Figuras (24) e (25) correspondem, respectivamente, aos valores de alfa e beta produzidos pela *rolling regression*.

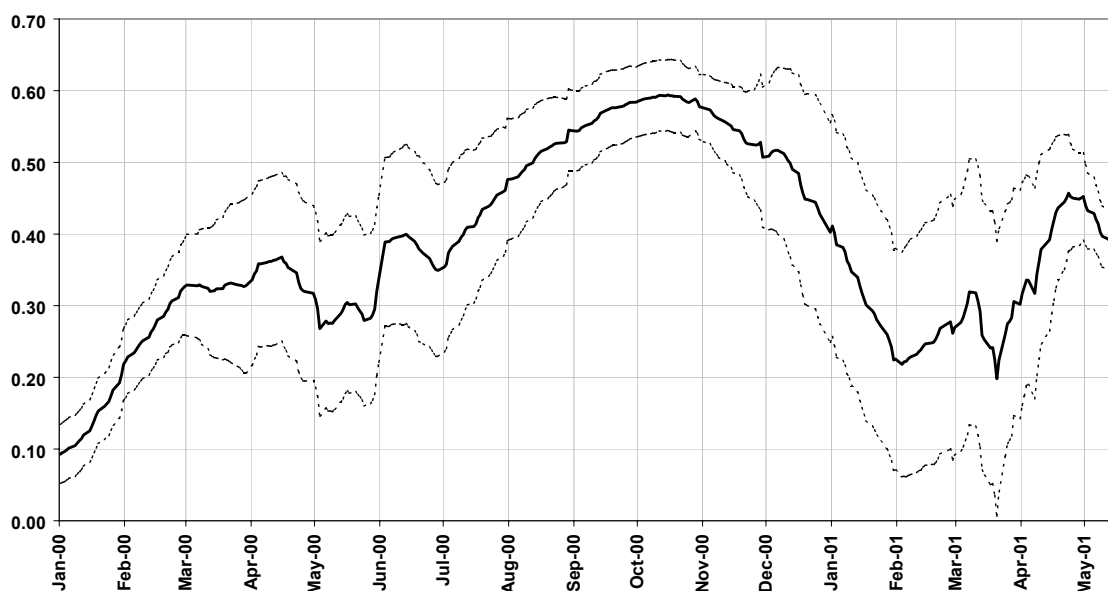


Figura 24: Alfa 2 utilizando janela de 126 dias e maturidade de 1 ano

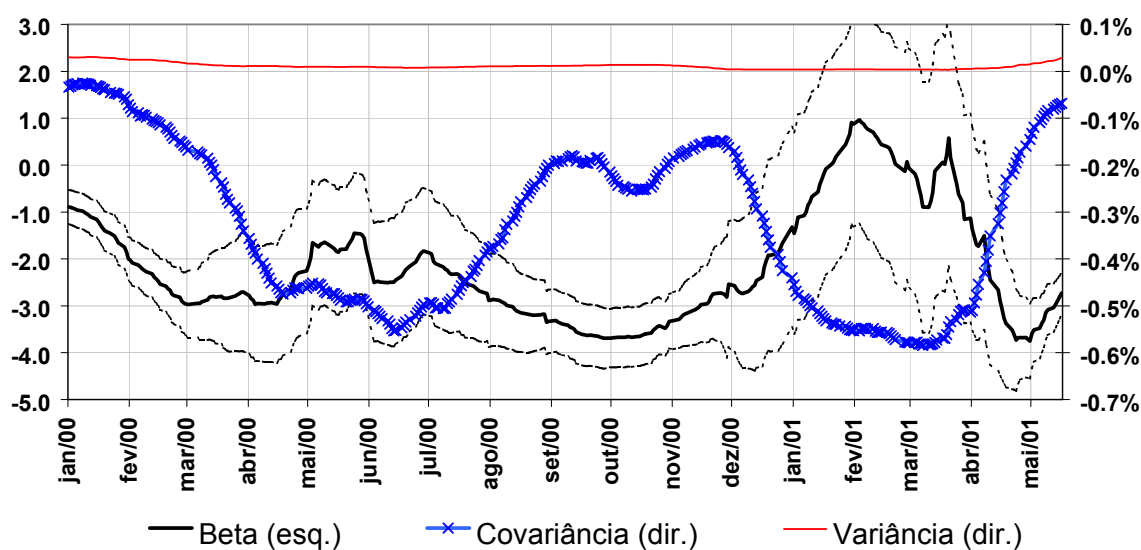


Figura 25: Beta 2 utilizando janela de 126 dias e maturidade de 1 ano e sua decomposição

Vemos que desde de janeiro de 2000, quando o BCB inicia a divulgação, até os dados mais recentes, o valor de alfa é estatisticamente significativo e positivo, ao nível de confiança de 95%, o que é evidência de uma persistente tendência de depreciação. Já o beta, é negativo e estatisticamente diferente de zero, em quase toda a amostra, o que significa dizer que nesta maturidade, encontramos o *forward premium puzzle* na economia brasileira.

O único período em que não há significância do beta equivale às janelas de dados que contém as observações referentes ao período subsequente aos acontecimentos de setembro de 2001. Este resultado pode significar que houve um único evento não antecipado em maturidades longas, e as demais crises, já eram aguardadas neste horizonte.

Quanto às implicações deste resultado, na série do BCB, podemos afirmar que a variância das expectativas divulgadas deve ser menor que a variância do prêmio de risco, uma vez que $\beta < \frac{1}{2}$. Calculando as variâncias das séries encontramos, para a expectativa de depreciação, 0,23% e, para o risco cambial, 0,34%, o que é consoante com o resultado das regressões de Fama.

Realçamos, então, que a análise em limite de probabilidade do beta, nesta maturidade revela uma variância do *forward premium* bastante pequena quando comparada à variância que encontramos para mesma série, em maturidade mensal. A covariância, por

sua vez, apresentou valores relativamente elevados, o que explica os valores elevados para o parâmetro beta. Esta decomposição é, também, feita na Figura (25).

Economicamente podemos encontrar uma justificativa em razão do aumento da maturidade ser suficiente para dissipar choques passageiros, ou seja, é necessária uma deterioração relevante dos fundamentos macroeconômicos para que capturemos resposta das séries de maturidade elevada.

Desta forma, vemos que ainda é prematuro qualificar a série disponível pelo BCB, pois apresenta, em alguns momentos, bom ajuste com os resultados alcançados em outras metodologias, mas, em outros casos, parece não corresponder ao que de fato seria a expectativa do mercado. Como ainda não há um número grande de observações, nossos testes para mensurar a eficiência da série ficam restritos, mas reconhecemos que a iniciativa do BCB pode resultar em um instrumento útil para pesquisas futuras.

Por fim, há disponível no BCB uma série de expectativas de dólar em maturidade mensal, porém sua existência é constituída de observações iniciadas em novembro de 2001, o que significa dizer que teríamos apenas cinco dados para comparar com nossas estimações. É sem dúvida um número insuficiente para realizarmos qualquer teste.

VI – CONCLUSÃO

Buscamos, neste trabalho, entender a dinâmica do mercado cambial brasileiro nos anos após a estabilização econômica alcançada com o Plano Real. Nossa investigação leva em consideração a coexistência de regimes cambiais distintos, e discute as implicações desta mudança, ocorrida em janeiro de 1999.

Esta ruptura de comportamento nas séries de dólar à vista e futuro foi bastante problemática para o modelo de extração de sinal, aplicado em Garcia e Olivares (2001), Wolff (1983 e 2000) e Cheung (1993), desenvolvido na Seção 3. Observamos que no período de *Crawling Peg* houve uma boa capacidade explicativa do modelo, e atribuímos isto à semi-rigidez cambial existente no Brasil, pois gera um período de baixa volatilidade.

Nosso resultado é compatível com o apresentado em Garcia e Olivares (2001), para o período pré-desvalorização. Todavia nossas estimações diferem pela inclusão do intercepto, responsável por reduzir o valor do parâmetro auto-regressivo do problemático valor de 0,94 para 0,19²⁰. Destacamos a dinâmica perversa de possibilidade de formação de bolhas especulativas na política econômica deste período.

Desafortunadamente, os resultados tornam-se passíveis de polêmica no período de *free floating*, e podem indicar até que este modelo não deveria ser usado neste período. Por esta razão, nossos comentários foram expostos no Apêndice (A.3). Porém, a transição de regime cambial nos leva a uma situação de menor estabilidade das séries que estudamos. Outra consequência diz respeito a maior clareza nas “Regras do Jogo”²¹, pois não havendo

²⁰ O valor do parâmetro igual a 1 faz com que a estrutura AR seja não inversível, o que impediria a formulação do modelo ARMA equivalente.

²¹ Ver Franco (2000).

rigidez, aumenta a importância das expectativas dos agentes, que se tornam mais influentes na determinação do equilíbrio dinâmico em que opera o mercado financeiro. Assim, encontramos evidência de um *trade-off* entre o nível do prêmio de risco e sua volatilidade.

Objetivando comprovar estes resultados, estendemos nossa abordagem para o modelo de Fama (1984), onde foi possível, imediatamente, comprovar que o mercado foi tendencioso ao longo de quase todos os meses, de junho de 1995 a março de 2002.

A seção 4 discuti as interpretações dos parâmetros encontrados na regressão da desvalorização / depreciação efetiva sobre o *forward premium*. Chama atenção o fato das poucas observações que fizemos (a partir de maio de 1998) no pré desvalorização, terem mostrado resultados semelhantes, indicando persistência e estabilidade do valor dos parâmetros. Já no regime de câmbio livre, encontramos valores oscilantes, indicando que ao longo do tempo os agentes mudam suas dinâmicas comportamentais.

Na maior parte dos meses, não é possível constatar a primeira conclusão de Fama, que garante que há correlação negativa entre a taxa de desvalorização / depreciação esperada e o *forward premium*. Isto advém de termos encontrado poucos meses onde $\beta < 0$, o que caracteriza o *forward premium puzzle*. Porém encontramos na maior parte das observações que o valor de $\beta < 1/2$, o que implica na segunda conclusão de Fama, ou seja, a variância do prêmio de risco é mais significativa que a da expectativa de desvalorização / depreciação. Persiste, contudo, a dúvida sobre o embasamento teórico econômico que explique esta composição.

Por fim, analisamos uma série alternativa de expectativas de depreciação que é coletada pelo Banco Central do Brasil. Os testes feitos na Seção 5 são análogos aos previamente discutidos nas Seções 3 e 4, porém na maturidade anual, compatível com a informação disponibilizada pelo BCB.

A análise desta série corrobora os resultados encontrados, pois a dinâmica que encontramos tanto na comparação com as séries obtidas através do Filtro de Kalman, quanto na interpretação das regressões de Fama indica compatibilidade dos resultados. Há

uma diferença significativa, contudo, no que se refere ao nível destas séries. Da comparação percebemos que as séries extraídas a partir da expectativa divulgada pelo BCB apresentam variâncias menores que as estimadas.

Uma aparente explicação para redução da variância consiste da divulgação dos dados ser feita sem precisão muito criteriosa, levando à formação de um *plateau* para o nível das expectativas. Além disso, a consistente sub-avaliação da expectativa de depreciação nos faz encontrar uma média mais baixa que a encontrada na estimação do Filtro de Kalman, e provoca um resultado inverso no risco cambial, fazendo com que este se torne maior que o do Filtro, levando, inclusive, a média a tornar-se positiva.

Nossa investigação confirmou a mudança da dinâmica de formação de preços no mercado brasileiro, bem como sugere possíveis interpretações para os resultados que encontramos. É um campo ainda recente e, portanto, carece de literatura mais abrangente. A iniciativa do Banco Central em publicar as expectativas dos agentes é um grande passo na busca de modelos alternativos, e nossos testes indicam um grande potencial para esta série.

Por fim, contextualizando nossos resultados, precisamos ter três pontos em mente: a economia brasileira alcançou a estabilidade há pouco tempo, o que restringe a coleta de dados, e a aplicação de tratamento adequado; mesmo o período de estabilidade econômica, no que se relaciona ao câmbio, há uma quebra estrutural, na mudança de regime cambial; e no cenário internacional, os últimos anos foram marcados por crises, em frequência bastante constante, o que propicia movimentos aberrantes.

VII – BIBLIOGRAFIA

BANSAL, R. E DAHLQUIST, M. (2000). “The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies”. Journal of International Economics, 51, 115-144.

BEVILAQUA, A. S., GARCIA, M.G.P. E DE PAULA, A.N. (2001). “Prêmio de Risco e Política Monetária em Economias Latino-Americanas durante as Recentes Crises Internacionais”. Departamento de Economia da PUC-Rio.

BOGDANSKI, J., TOMBINI, A.A. E WERLANG S.R.C. (2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”. Trabalho para discussão no. 01, Banco Central do Brasil.

CARDOSO, E. E HELWEGE, A. (1999). “Currency Crises in the 1990’s: The Case of Brazil”. NBER, Currency Crises, Session on Brazil. Background Materials.

CHEUNG, Y.W. (1993). “Exchange Rate Risk Premiums”. Journal of International Money and Finance, 12, 182-194.

CHRITY, D., GARCIA, M.G.P. E MEDEIROS, M.C. (2002). Mimeo.

EDWARDS, S. (1999). “Remarks on Dollarization”. Deutsche Bank, Global Emerging Markets, Vol.2, No.2, April.

ENDERS, W. (1995). Applied Econometric Time Series. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.

FAMA, E.F. (1984). "Forward and Spot Exchange Rates". Journal of Monetary Economics, 14, 319-338.

FRANCO, G.H.B. (2000). "The Real Plan and the Exchange Rate". National Bureau of Economic Research.

FRANKEL, A.J. (1999a). "No Single Currency Regime is Right for All Countries". U.S. House of Representatives.

----- (1999b). "No Single Currency Regime is Right for All Countries or at All Time". NBER Working Papers No.7338.

----- E FROOT, K.A. (1989). "Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?". Quarterly Journal of Economics.

GARCIA, M.G.P. (1997). "A Macroeconomia do Dólar Futuro". Resenha BM&F, 118, 37-45

----- E OLIVARES, G. (2001). "O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real". XXI Encontro Nacional de Econometria, Sociedade Brasileira de Econometria, Vol.1, 464-481.

HAMILTON, J.D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.

OBSTEFELD, M. E ROGOFF, K. (1996). Foundations of international Macroeconomics. The MIT Press, Cambridge.

SHUMWAY, R.H. E STOFFER, D.S. (2000). Time Series Analysis and Its Applications. Springer-Verlag New York.

WOLFF, C.C.P. (1987). "Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal-Extraction Approach". The Journal of Finance, 42, 395-406.

----- (2000). "Measuring the Forward Exchange Risk Premium: Multi-Country Evidence from Unobserved Models". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 10, 1-8.

APÊNDICES

A.1 – Interpolações

Faremos aqui algumas ressalvas teóricas buscando formalizar o que foi dito em relação às modalidades de composição utilizadas.

Sendo $S(t)$ o valor do investimento em dado tempo t e a taxa de juros anualizada r saberíamos que:

$$\frac{\partial S(t)}{\partial t} = rS(t) \quad \text{e} \quad S(0) = S_0$$

Sendo a equação diferencial de fácil resolução chegamos a resposta da taxa de juros à capitalização contínua como sendo:

$$S(t) = S_0 \cdot e^{rt} \quad (31)$$

De maneira análoga podemos assumir as convenções acima e o número de capitalizações anuais como sendo m podemos chegar a:

$$S(t) = S_0 \left(1 + \frac{r}{m}\right)^{mt} \quad (32)$$

e fazendo m tender ao infinito, ou seja tornando a capitalização contínua:

$$\lim_{m \rightarrow \infty} S_0 \left(1 + \frac{r}{m}\right)^{mt} = S_0 \cdot e^{rt}$$

O cálculo da BM&F, porém, é discreto. Para proceder a estimação é necessário então utilizar a Equação (32), mas como precisamos considerar a estrutura a termo das curvas de juros, teremos taxas a termo anualizadas de juros r_i , distintas para cada período i de tempo. Assim teremos:

$$S(t) = S_0 \prod_{i=1}^t \left(1 + \frac{r_i}{252}\right) \quad (33)$$

Repare que se usarmos o operador logaritmo na Equação (33), teremos uma equação linear. Por este motivo, esta composição, amplamente utilizada no mercado financeiro, ficou conhecida com Log-Linear.

A.2 – Equações do Filtro de Kalman

Como mostramos na Seção 3, as Equações (8) e (9) são a formulação genérica do Filtro de Kalman. Nosso problema, é um caso mais simples do Filtro de Kalman pois não há variáveis exógenas na equação das observações. Impomos à equação dos estados um processo AR(1), novamente sem variáveis exógenas.

O trabalho de estimação pode ser dividido em três etapas: primeiro a estimação do Filtro de Kalman, seguido pelo Suavizador de Kalman e por fim a minimização da função de Máxima Verossimilhança. Seguindo este processo recursivo, até que o critério de parada da convergência seja atendido, obtém-se uma estimativa dos parâmetros do modelo e das séries de estado (risco cambial e intercepto).

Os dois primeiros passos da estimação baseiam-se em Hamilton (1994) e a otimização da função de Máxima Verossimilhança, bem como a estimação de novos parâmetros para dar continuidade ao processo iterativo são descritos em Shumway e Stoffer (2000).

Da Equação (34) à (38) mostramos a composição do Filtro de Kalman.

$$rp_{t+1|t} = \phi \cdot rp_{t|t} \quad (34)$$

$$\text{var}(rp_{t+1|t}) = \phi \cdot \text{var}(rp_{t|t}) \phi' + Q \quad (35)$$

$$K_{t+1} = \text{var}(rp_{t+1|t}) \cdot A_t' \cdot (A_t' \cdot \text{var}(rp_{t+1|t}) \cdot A_t + R)^{-1} \quad (36)$$

$$rp_{t|t} = rp_{t|t-1} + K_t \cdot (fe_t - rp_{t|t-1}) \quad (37)$$

$$\text{var}(rp_{t|t}) = (I - K_t \cdot A_t) \cdot \text{var}(rp_{t|t-1}) \quad (38)$$

O segundo passo a ser dado é a utilização do suavizador, que vai minimizar a função de Máxima Verossimilhança, calculada a partir das função de densidade

condicional de $rp_{t-1} | fe_{t-1}$ e de $rp_t | rp_{t-1}$, que são Gaussianas. Como resultado deste processo obtemos as Equações (39), (40) e (41):

$$rp_{t-1|T} = rp_{t-1|t-1} + J_{t-1} \cdot (rp_{t|T} - rp_{t|t-1}) \quad (39)$$

$$\text{var}(rp_{t-1|T}) = \text{var}(rp_{t-1|t-1}) + J_{t-1} \cdot (rp_{t|T} - rp_{t|t-1}) \cdot J_{t-1}' \quad (40)$$

$$J_{t-1} = \text{var}(rp_{t-1|t-1}) \cdot \phi' \cdot [\text{var}(rp_{t|t-1})]^{-1} \quad (41)$$

Com estes resultados é possível calcular o valor da função de Máxima Verossimilhança, e comparar este resultado com o obtido na iteração anterior, caso o critério de parada da convergência seja atendido os parâmetros estão calculados bem como a série de risco cambial, caso contrário novos candidatos devem ser selecionados como parâmetros do modelo. A escolha destes novos valores segue o algoritmo EM. O algoritmo é composto por dois passos: o primeiro, chamado Passo da Expectância nos leva às Equações (42), (43) e (44), como resultado de um processo iterativo para calcular os Estimadores de Máxima Verossimilhança através da maximização da expectância condicional da Verossimilhança da série completa; o segundo passo, ou Passo de Maximização implica na minimização, com relação aos parâmetros, da esperança condicional da Verossimilhança obtida pelo mesmo processo do Suavizador de Kalman. Este resultado gera os parâmetros da j -ésima iteração, como mostram as Equações (45), (46), (47) e (48).

$$S_{11} = \sum_{t=1}^T [rp_{t|T} \cdot rp_{t|T}' + \text{var}(rp_{t|T})] \quad (42)$$

$$S_{10} = \sum_{t=1}^T [rp_{t|T} \cdot rp_{t|T}' + \text{var}(rp_{t,t-1|T})] \quad (43)$$

$$S_{00} = \sum_{t=1}^T [rp_{t-1|T} \cdot rp_{t-1|T}' + \text{var}(rp_{t-1|T})] \quad (44)$$

$$\phi^{(j)} = S_{10} \cdot S_{00}^{-1} \quad (45)$$

$$Q^{(j)} = n^{-1} \cdot (S_{11} - S_{10} \cdot S_{00} \cdot S_{10}') \quad (46)$$

$$R^{(j)} = n^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T [(fe_t - A_t \cdot rp_{t|T}) \cdot (fe_t - A_t \cdot rp_{t|T})' + A_t \cdot \text{var}(rp_{t|T}) \cdot A_t'] \quad (47)$$

$$\mu_0^{(j)} = rp_{0|T} \quad (48)$$

Como vemos, para dar início ao processo iterativo, precisamos de condições iniciais definidas, bem como um limite de convergência para função de Máxima Verossimilhança.

Procedemos a testes empíricos, e em função deles fixamos a convergência em 10^{-3} . Os parâmetros iniciais do modelo, foram definidos de acordo com o período estudado, e para o período pré-desvalorização, foram encontrados os seguintes valores:

$$x_0 = \begin{bmatrix} 0,05 \\ 0,05 \end{bmatrix} \quad P_0 = \begin{bmatrix} 0,01 & 0 \\ 0 & 0,01 \end{bmatrix} \quad R = 0,025$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad Q = \begin{bmatrix} 0,025 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

e quando estimávamos levando em consideração o regime de flutuação cambial, alterávamos nossos valores de x_0 e P_0 para:

$$x_0 = \begin{bmatrix} 4 \\ 0,1 \end{bmatrix} \quad P_0 = \begin{bmatrix} 0,5 & 0 \\ 0 & 0,03 \end{bmatrix}$$

Como discutimos na Seção 3, a sensibilidade da estimação em relação a estes parâmetros é muito elevada, por isso foi preciso estudá-la, a fim de buscar parâmetros consistentes.

A.3 - Resultados Filtro de Kalman

Mostramos, na Seção 3, algumas estimações do Prêmio de Risco utilizando o Filtro de Kalman. Porém, após a desvalorização do Real, em janeiro de 1999, e a adoção de um regime de livre flutuação cambial, a variância das séries que utilizamos torna-se muito grande, dificultando a estimação.

Em virtude desta dificuldade, é possível que haja outras explicações para a série que estimamos, e até mesmo que esta série não seja economicamente correta, mas apenas fruto de uma estimação mal especificada, ou seja, o modelo de extração de sinal que apresentamos não seria adequado.

Expomos, a seguir, explicações para os resultados encontrados tanto na estimação do período pós-desvalorização quanto da série total.

A.3.1 – Período Total

Neste período em especial, os resultados devem ser interpretados com bastante cuidado uma vez que sabemos haver uma alteração estrutural, em janeiro de 1999, em todas as séries, refletindo a mudança do regime cambial brasileiro e, por conseguinte, das dinâmicas formadoras de expectativas.

Percebemos, em janeiro de 1999, uma clara mudança na correlação entre o prêmio de risco e a expectativa de desvalorização passando de $-0,24$ no período até dezembro de 1998, para $-0,98$, no período subsequente. Uma das conclusões desta estimação, *vis a vis* os resultados dos períodos fracionados, é a constatação da perda da capacidade da estimação em função da coexistência de regimes cambiais distintos, pois como vimos, no período pré-desvalorização a correlação entre estas séries é positiva.

Estudando o resultado para o período pré-desvalorização, estimado em função da série integral de dados, impusemos uma defasagem na série de risco cambial, e calculamos sua correlação com a série de expectativa de desvalorização, obtendo $0,44$, enquanto que ao invertermos a defasagem achamos o coeficiente de correlação igual a $0,13$. Este resultado pode ser interpretado como evidência em prol da instabilidade cambial pois há uma dinâmica de retro-alimentação na composição do *forward premium*. Por outro lado, a correlação contemporânea, nesta mesma janela de dados, apresenta, como mostramos, valor negativo permitindo pensarmos que não há esta dinâmica auto-realizável de desvalorização pois, o incremento em um dos termos que compõem o *forward premium* é compensado pela redução do outro.

A dualidade sugerida pode ser vista como um problema no aprendizado intertemporal dos agentes, ou seja, se considerarmos a influência de $t-1$ sobre t estaremos validando a existência de uma bolha especulativa, centrada na taxa de câmbio, onde os resultados alcançados em um período afetam diretamente a decisão no período seguinte. Por outro lado, na análise sem defasagens, em que a tomada de decisão é independente dos

níveis anteriormente experimentados, uma possível dinâmica para interpretar o resultado seria acreditarmos que os agentes são excessivamente pessimistas, o que faz que a cada momento em que há expectativa de apreciação cambial, o risco associado a uma depreciação seja superestimado, e no caso contrário, quando se espera uma depreciação cambial, o valor esperado é tão alto que se admite que fatores exógenos, como o Banco Central, intervenham não permitindo que a expectativa se realize, por isso o prêmio de risco seria negativo.

É importante ressaltar que, a correlação negativa obtida no primeiro período parece resultado da preponderância dos dados do período do câmbio flutuante (mais voláteis, conseqüentemente mais difíceis de serem suavizados) na estimação dos resultados pois, no regime de âncora cambial, a expectativa de desvalorização segue a sinalização do *policy-maker*. Ele define a necessidade ou não de movimentos na taxa de câmbio, e no caso brasileiro impôs-se uma meta de desvalorização de 7% ao ano. Ao mesmo tempo, o prêmio de risco é cobrado em função de acreditar-se que a paridade proposta não é crível ou, de modo equivalente, que há probabilidade de a política cambial anunciada ser abandonada, ou relaxada. Assim, no caso brasileiro, o risco cambial e a expectativa de desvalorização tenderiam, teoricamente, a crescer juntos, pois quanto mais próximo ao limite da banda cambial estivesse a expectativa dos agentes, maior seria a probabilidade atribuída ao estouro do limite definido *ex-ante*.

Fazendo os mesmos testes de correlação para o período pós-desvalorização, independente da inclusão dos três primeiros meses de câmbio livre, obtemos resultados coerentes entre si, pois todas as correlações encontradas são negativas, implicando em uma dinâmica compensatória entre o risco cambial e a expectativa de desvalorização. Novamente, o resultado nos faz acreditar que a estimação distorce o ocorrido entre 1995 e 1998, tentando impor, neste período, uma dinâmica semelhante à de flutuação cambial, o que provoca a dupla interpretação que expusemos.

A.3.2 – Período Pós Desvalorização

Extraímos as séries de expectativas de depreciação pela diferença entre o *forward premium* e o risco cambial, calculado pelo Suavizador de Kalman. É importante,

retomarmos a Equação (5) pois, sabendo que quase não houve suavização do *forward discount*, teremos:

$$\begin{aligned} fd_t^k &= rp_t^k \\ fd_t^k &= rp_t^k + (\Delta s_{t+k} - \Delta^e s_{t+k}) \\ \Delta^e s_{t+k} &= \Delta s_{t+k} \end{aligned} \quad (49)$$

ou seja, há evidência de que o valor esperado para desvalorização é igual ao que efetivamente ocorre, como mostra a Figura (26), sugerindo portanto, racionalidade dos agentes. Por esta construção, o prêmio de risco se torna o diferencial entre o que os agentes esperam que aconteça, e o valor pelo qual o contrato futuro é vendido antecipadamente.

Verifica-se que o *forward premium* é uma série bastante estável, e persistentemente indica uma desvalorização do Real mas, por outro lado, os movimentos da taxa de câmbio são bastante mais agressivos, sejam apreciações ou depreciações, o que ocasiona a instabilidade do prêmio de risco. A interpretação econômica mais simples para os resultados que encontramos seria mostrar que, mesmo acreditando na apreciação do Real os *players* tendem a fazer apostas contrárias à moeda nacional, sendo o risco cambial elevado, responsável pelo paradoxo.

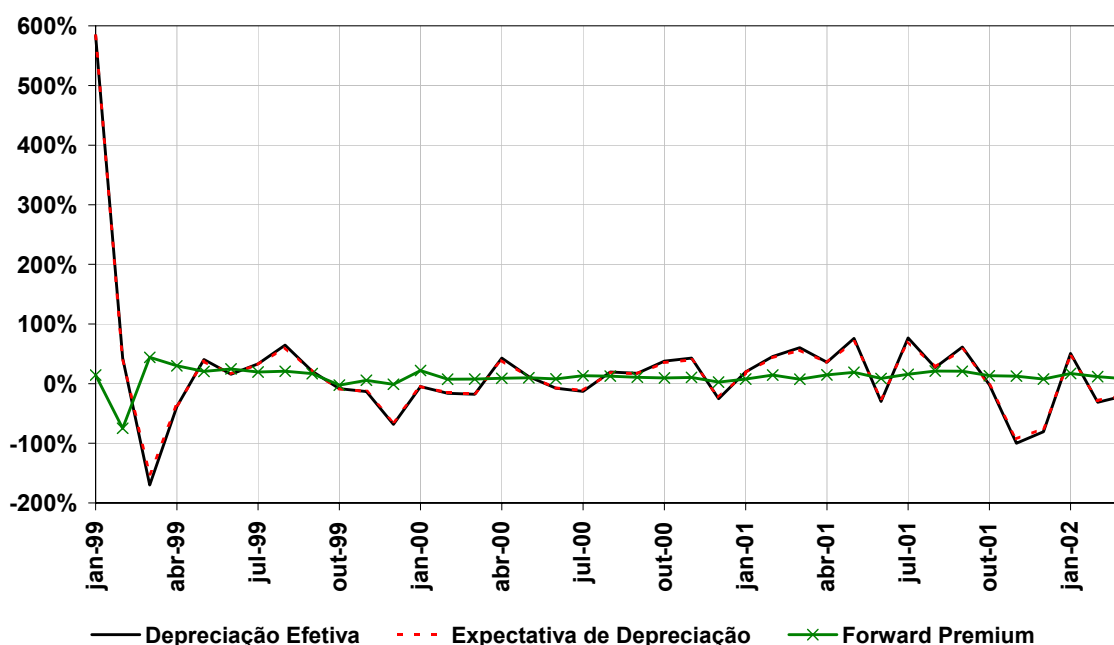


Figura 26: Depreciação efetiva, depreciação esperada e *forward premium* – pós-desvalorização

A análise das correlações neste período sugere que não é possível a formação de bolhas especulativas pois, contemporaneamente, obtemos, nas três metodologias, valores

baixíssimos, em torno de $-0,99$, ou seja, o prêmio de risco e a expectativa de depreciação são, praticamente, inversamente correlacionados. É possível explicar o fato a partir do *forward premium* pois como este é quase constante, o aumento do risco tem que ser compensado pela redução da expectativa de desvalorização, e vice-versa.

A coerência do raciocínio é devida à leitura alternativa de risco cambial, feita quando se acredita em uma apreciação da moeda doméstica, pois, neste caso, é risco não apenas a probabilidade da moeda depreciar, como uma apreciação abaixo da esperada também constitui risco.

Ao tratarmos as correlações defasadas, encontramos o mesmo efeito estabilizador pois a expectativa de depreciação tem um efeito de, aproximadamente, $-0,42$ para as metodologias 1 e 2, e $-0,3$ na terceira metodologia; e, analisando o impacto do prêmio de risco defasado sobre a série de expectativa, encontramos, nos dois primeiros casos, $-0,12$, e no último $-0,19$. Ou seja, um choque positivo em qualquer uma das séries provoca redução imediata da outra, e no período seguinte, continua impactando negativamente.

Excluindo as observações referentes ao primeiro trimestre de 1999, como mostramos na Seção 3.6, a estimação equívale à feita com os dados de janeiro, fevereiro e março de 1999, logo a dinâmica que discutimos neste apêndice valeria para interpretar este resultado também.

A.3.3 – Comparação com BCB: Maturidade Anual

Como dissemos na Seção 5, foi preciso estimar uma série de risco cambial com maturidade de 1 ano para que fosse possível a comparação com a série existente e disponibilizada pelo BCB.

Fazemos uma exposição apenas ilustrativa da série pois, como já discutimos, os problemas existentes em função da má especificação do modelo comprometem a validade econométrica da estimação pois v_t deixa de ter o comportamento de ruído branco, a passa a apresentar uma estrutura auto-correlatada. Estimar um modelo que considere esta estrutura, é uma tarefa deixada para trabalhos futuros.

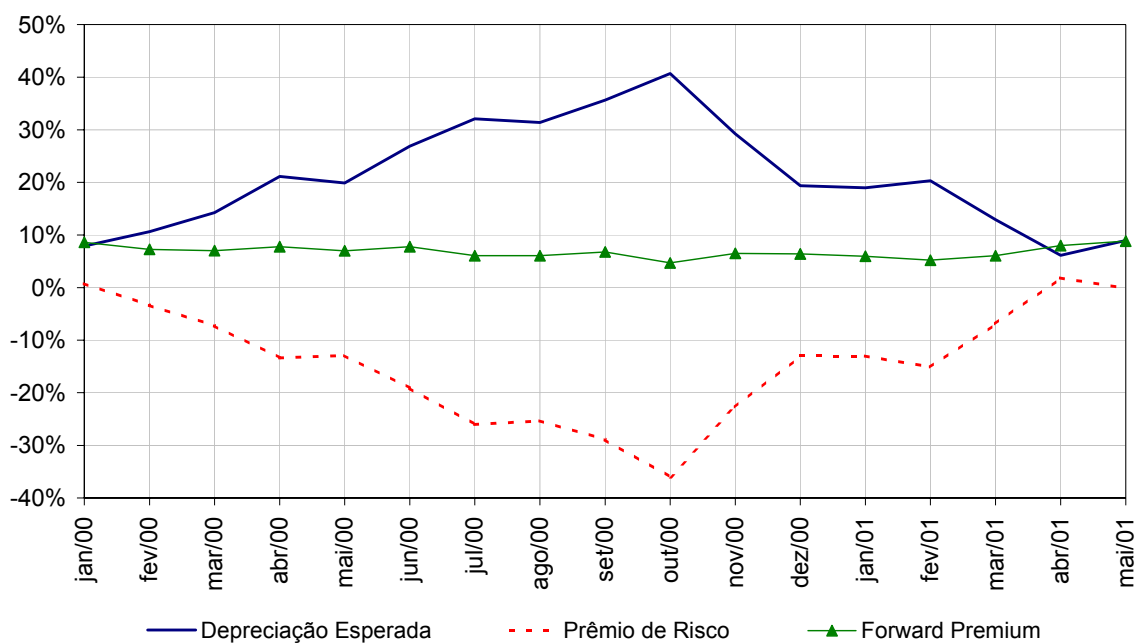


Figura 27: Decomposição em nível do *forward premium* – maturidade anual

O resultado simétrico parece pouco intuitivo, e não explicável, senão por ser um erro na formulação do modelo.