

## 2. Prêmio de Risco Cambial

Segundo a Hipótese de Expectativas das taxas de juros (HE), taxas de maturidades longas seriam dadas pela média da esperança das taxas à vista. Em sua versão mais fraca, a HE sugere que essa média poderia ser acrescida de um prêmio de rentabilidade à título de risco, sendo esse prêmio uma função da maturidade da taxa, mas invariante no tempo. Nesse caso, spreads entre taxas longas e curtas delimitariam a trajetória das taxas à vista. Uma curva positivamente inclinada, spread positivo entre taxas longas e curtas, por exemplo, indicaria uma expectativa de aumentos nas taxas de curto prazo. De forma equivalente, a validade da HE garantiria que os retornos esperados entre títulos de maturidades diferentes, num mesmo intervalo de tempo, deveriam ser os mesmos, ou seja, que o excesso de retorno entre os mesmos seja nulo, ou acrescido de um prêmio de rentabilidade invariante no tempo. No entanto, diversos trabalhos empíricos sobre a estrutura a termo das taxas de juros que investigam o conteúdo informacional de curvas de juros rejeitam a HE. Fama e Bliss (1987) mostram que os spreads entre taxas forward de  $n$  anos e taxas de 1 ano explicam o excesso de retorno entre títulos de maturidades equivalentes com um  $R^2$  de 0,18. Em essência, a rejeição da HE indica que existe informação relevante no formato da curva de juros que ajuda a explicar o excesso de retorno em contratos de diferentes maturidades.

Neste artigo usamos duas curvas de juros futuros negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), a curva de DI de juros futuros em reais e a curva de Cupom Cambial de juros futuros em dólares, para tentar explicar um importante fator de risco na economia brasileira, o prêmio de risco cambial. De forma resumida, o interesse aqui é entender se existe informação à priori nas duas curvas de juros que nos ajude a explicar essa componente de risco. Encontramos evidências favoráveis, que sugerem que a dinâmica dessas curvas pode ajudar a prever o diferencial de rentabilidade 3 meses à frente entre instrumentos de dívida em dólar e em reais, o qual chamamos de prêmio de risco cambial.

Por definição, a rentabilidade de um instrumento indexado em dólar, mas avaliado em moeda local, é composta, dentre outras coisas, pela variação

cambial observada no horizonte de tempo do investimento. Empiricamente, no entanto, quando se comparam instrumentos de emissores e horizontes de tempo semelhantes, em moeda local e em dólar, a equivalência da rentabilidade destes, descontada para a expectativa de variação cambial, em geral não se verifica. A esse retorno excessivo, ou viés do preço futuro, por definição, chamamos de prêmio de risco cambial. Na prática, esse prêmio de risco cambial nada mais faz do que ajustar a relação de paridade entre estes instrumentos para um prêmio de rentabilidade, mantida a hipótese de paridade<sup>1</sup>.

Essa componente de prêmio de risco apresenta uma dificuldade de mensuração inerente à sua definição, dado que o que se observa implícito em diferentes instrumentos financeiros é o forward premium cambial, que engloba tanto a expectativa de desvalorização quanto o prêmio de risco cambial. Para se extrair medidas do prêmio de risco podemos adotar diferentes abordagens. Uma delas, a mais simples e direta, seria considerar o prêmio de risco cambial implícito à posteriori, ou seja, observada a variação cambial efetiva. Admitindo que este forward premium, na média, compõe-se da expectativa de desvalorização e do prêmio de risco cambial, ou seja, que a média do erro de previsão da expectativa de câmbio presente no forward premium é nula, o prêmio de risco definido dessa forma, que chamaremos de um "prêmio de risco estendido", poderia assim ser trivialmente extraído em se descontando do forward premium essa variação cambial. Visto de outra forma, acrescentamos à componente de prêmio de risco os erros de previsão na taxa de câmbio<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Como argumentam Garcia e Olivares (2001), a hipótese de um prêmio de risco nos mercados de câmbio, de certa forma, não passa de uma resposta dos economistas ao fato de que as rentabilidades de instrumentos em dólar e em real não são iguais. Contudo, alguns autores sugerem explicações alternativas, como: ineficiência de mercado, aprendizagem, comportamento irracional, entre outros.

<sup>2</sup> Diversas outras abordagens poderiam ser empregadas para lidar com o problema. Em particular para o problema de identificação do prêmio de risco presente no forward premium, Garcia e Olivares (2001) consideram o prêmio de risco como uma componente não observável passível de ser estimada por um processo ARMA, em conjunto com a componente de erro de expectativas na previsão da taxa de câmbio, que seria um processo ruidoso de média zero. Em seu trabalho os autores obtêm uma série suavizada do forward Premium para o prêmio de risco cambial no período de abril de 1995 a dezembro de 1998 (posterior à implementação do Plano Real e identificado pela vigência de um regime cambial semelhante a um crawling-peg).

Uma forma alternativa de se manipular estas expectativas de variação cambial seria considerando as expectativas de mercado coletadas diariamente pelo Banco Central do Brasil junto a diversas instituições privadas. Embora não muito longa, a série contém expectativas de variação para diferentes horizontes de tempo. Assim, da mesma forma que para as variações cambiais observadas, podemos construir uma medida de prêmio de risco cambial sob as expectativas de câmbio de mercado implícita no forward premium.

Estimamos o modelo de Cochrane e Piazzesi (2005), uma extensão dos trabalhos clássicos de Fama e Bliss (1987) e Campbell e Shiller (1991), que propõem um modelo de um fator, dado por uma combinação linear de taxas forwards, capaz de explicar os retornos excessivos nos títulos do tesouro americano de 1-5 anos com R2 de 44%. Assim como os autores, verificamos que o prêmio a termo nas curvas de juros futuros de DI e Cupom Cambial, dado pelo excesso de retorno entre os contratos negociados em diferentes pontos de cada curva, podem ser resumidos por fatores únicos. Usamos estes fatores únicos estimados para cada curva como variáveis explicativas para as duas medidas de prêmio de risco cambial construídas. Os resultados encontrados sugerem que as curvas de juros futuros brasileiras estão mais correlacionadas com o prêmio de risco cambial estendido, com base nas variações cambiais efetivas. Não encontramos evidência significativa em favor do prêmio de risco calculado sobre as expectativas de câmbio coletadas pelo Banco Central junto a diversas instituições privadas. Admitindo que nos pareça bastante razoável que o prêmio de risco cambial guarde alguma relação com a dinâmica das curvas de juros, sobretudo com seus prêmios a termo, vemos que as expectativas de câmbio embutidas no forward premium estão mais próximas das variações efetivamente observadas do que das expectativas de mercado. Mais do que isso, se conseguimos capturar parte do prêmio de risco cambial por um único fator de taxas forwards, ganhamos interpretabilidade e algum poder de mensuração à priori para um importante fator de risco presente na economia brasileira.

Este artigo está dividido em 5 seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 discutimos o conteúdo informacional de estruturas a termo, motivando o uso de vértices na curva como variáveis explicativas para o excesso de retorno de taxas longas e para o prêmio de risco cambial. A seção 3 apresenta a metodologia de interpolação usada para a extração de vértices de maturidades fixas nas curvas de DI e Cupom Cambial e apresenta os resultados dos modelos que tentam explicar os prêmios a termo em cada curva. Na seção 4 discute-se a

capacidade preditiva dos fatores únicos estimados para as curvas brasileiras como variáveis explicativas do prêmio de risco cambial. A quinta seção conclui.

## 2.1.Literatura Relacionada

Uma grande motivação por trás do interesse no conteúdo informacional da estrutura a termo das taxas de juros está no fato de que o preço de ativos negociados em mercado, quanto mais líquidos, melhor resumem o conjunto de crenças e expectativas dos agentes financeiros sobre diversas variáveis de interesse econômico. Em última análise, o preço de equilíbrio de um ativo financeiro, em admitindo-se a inexistência de oportunidades de arbitragem, reflete a agregação das expectativas de diversos agentes econômicos sobre variáveis relevantes à formação do preço do ativo. Muitos trabalhos examinam a agregação de expectativas em curvas de juros e sua capacidade de previsão de diferentes indicadores macroeconômicos. Alguns, tradicionalmente, mostram que a inclinação da estrutura a termo, spreads entre taxas longas e curtas, ajuda a prever tanto o nível de atividade econômica quanto a taxa de inflação futura.

De forma semelhante, como argumentam outros que estudam a curva de juros americana, estruturas a termo embutem informação relevante também para a previsão dos retornos e taxas de juros futuras. Segundo a Hipótese de Expectativas das taxas de juros, os retornos esperados de títulos de maturidades diferentes, num mesmo intervalo de tempo, deveriam ser iguais, ou até diferir por uma constante, o chamado prêmio a termo, mas que deveria ser invariante no tempo. Se válida, apenas uma taxa yield seria suficiente para prever qualquer taxa spot num horizonte inferior ao seu vértice. Podemos representar a HE, em logaritmo:

$$y_t^N = \frac{1}{N} E [y_t^1 + y_{t+1}^1 + y_{t+2}^1 + \dots + y_{t+N-1}^1 / F_t] + a_n \quad (1)$$

Onde  $y_t^N$  é a taxa yield com N períodos para a maturidade em t e  $a_n$  é um prêmio de risco a termo invariante no tempo. Em sua formulação forte a HE implicaria em  $a_n$  igual a zero.

Em geral, as evidências são contrárias à hipótese de expectativas. Um dos primeiros trabalhos a encontrar sinais favoráveis à presença de algum poder preditivo de taxas forwards acima de um ano sobre o retorno esperado de títulos do tesouro americano é o de Fama e Bliss (1987). No artigo, mostram os autores, não só taxas forwards entre os vértices de 1 a 5 anos possuem

informação relevante para o retorno esperado de 1 ano de títulos de diferentes maturidades, evidência contrária à hipótese de expectativas, como também estas taxas forward seriam bons previsores das taxas à vista de 2 a 4 anos à frente. Sugerem que existe um lento processo de reversão à média das taxas de juros, o que explicaria esse fenômeno ser mais facilmente captado nas taxas forwards entre maturidades mais altas da curva de juros.

Outro trabalho importante é o de Campbell e Shiller (1991), que examina a validade da hipótese de expectativas de forma ligeiramente diferente, tomando o spread entre quaisquer duas taxas a termo como a soma das expectativas de variação nas taxas de juros entre as maturidades dos dois títulos e de um prêmio a termo constante. Os resultados que encontram vão de encontro à hipótese de expectativas. Um spread positivo antecede tanto uma variação positiva na taxa curta ao longo da duração do título longo, de acordo com a hipótese, mas também uma redução na taxa longa ao longo da duração do curto, inconsistente com a hipótese. Consideram ainda que é bastante razoável que haja uma incerteza nesse spread, tão mais significativa quanto maior a duração do título mais curto. Para calibrar o spread decorrente dessa incerteza estimam um spread "teórico" com base num VAR entre o spread efetivo e a variação da taxa da taxa de longo prazo, o qual deveria ser igual ao spread efetivo se a hipótese de expectativas fosse verdadeira. Testam a equivalência entre estes spreads como forma alternativa de verificação da hipótese de expectativas e rejeitam a mesma para títulos na curva americana com duração inferior a 3-4 anos. Para títulos de duração superior encontram coeficientes perto de um e não rejeitam a HE.

Cochrane e Piazzesi (2005) propõem um modelo de um fator, dado por uma combinação linear de taxas forwards, capaz de explicar porção significativa dos retornos excessivos, diferença entre os retornos de títulos com duração superior a um ano e a taxa spot de um ano, nos títulos do tesouro americano de 1-5 anos. Um resultado importante e promissor do modelo é que um único fator é capaz de capturar os retornos excessivos em um ano de títulos do tesouro americano de 2-5 anos de duração. Como o modelo é bastante estável para os retornos nas diferentes maturidades, estimam um modelo alternativo com base na média dos retornos excessivos dos títulos considerados, obtendo um ajuste dentro da amostra medido pelo  $R^2$  de 44%<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> A imposição de um modelo restrito, idêntico para todos os retornos excessivos, limita em pouco a capacidade de previsão do modelo. Dessa forma, propõe-se no artigo

Avaliam diversos testes de consistência e descartam problemas com erros de medida. Concluem que uma importante componente da previsão do retorno de um título, o termo a prêmio, não está relacionada com os tradicionais fatores de nível, inclinação e curvatura, comumente considerados pela maioria dos modelos de curva de juros.

## 2.2. Curvas de Juros Futuros e o Prêmio de Risco Cambial

### 2.2.1. A formação dos Juros Internos

O prêmio de risco cambial é uma das componentes que entram na formação das taxas de juros doméstica. Por definição, podemos decompor os juros internos, para uma dada duração, em três componentes: taxa de juros internacional, geralmente admitida como a taxa de duração equivalente dos títulos do tesouro americano (treasuries); o forward premium cambial, dado pela soma das expectativas de depreciação e pelo prêmio de risco cambial; e, por fim, pelo diferencial da paridade coberta da taxa de juros, ou prêmio de risco país. A equação abaixo apresenta a decomposição, em logaritmos, dos juros internos nestas três componentes.

$$i_{t,n} = i_{t,n}^* + f_{t,n} + rP_{t,n} \quad (2)$$

Formalmente, cada componente dos juros internos deve ser visto como uma variável a termo, dependente do horizonte de tempo do investimento. Dessa forma, o forward premium cambial pode ser então decomposto pela expectativa de variação da taxa de câmbio e por um prêmio de risco cambial, sobre um determinado horizonte  $n$  de tempo, e ignorando-se eventuais erros nas expectativas da taxa de câmbio e assumindo determinístico o prêmio de risco podemos escrever, em logaritmos:

$$f_{t,n} = E_t [\Delta e_{t+n,n}] + r c_{t,n} \quad (3)$$

Esse risco cambial vai ser de interesse por se tratar de uma importante componente dos juros internos. Mais ainda, apresenta um significado econômico de grande relevância dado que tanto o nível quanto a volatilidade da taxa de câmbio são elementos fundamentais à decisão de investimento no país, muitas vezes avaliada não em moeda local, mas em moeda estrangeira. Quanto maior a

---

estimar um único modelo, com três defasagens do fator de taxas forwards, para a média dos retornos excessivos dos títulos de maturidades de 2-5 anos.

incerteza do retorno avaliado em dólar, maiores o risco e o retorno exigido do investimento. Do ponto de vista de política monetária, embora o Banco Central aja diretamente sobre a taxa à vista, toda a curva responde às suas ações. Assim, se os movimentos nas taxas futuras são essencialmente explicados por variações no prêmio de risco a termo, que embute o risco da taxa spot, ou seja, a incerteza quanto à condução da política monetária ao longo do caminho, o prêmio de risco cambial, um dos componentes presentes no risco dos juros internos, contribui de forma significativa para os deslocamentos da curva. Nesse sentido, como motivação para o campo de política monetária, se quisermos mensurar os efeitos de políticas monetárias sobre a trajetória das taxas de juros spot efetivamente esperadas, é razoável que tentemos entender da melhor forma possível o prêmio de risco cambial<sup>4</sup>.

Existem diversas formas de se manipular instrumentos financeiros para se tentar extrair o forward Premium cambial. Uma delas, partindo-se diretamente da equação (2) acima, seria começar considerando taxas de títulos do tesouro brasileiro, taxas dos títulos do tesouro americano e alguma medida do diferencial da paridade coberta. Tanto as taxas dos títulos internos quanto do tesouro americano são facilmente observáveis. Já o diferencial da paridade dos juros, por sua vez, apresenta duas dificuldades fundamentais. Popularmente, consideram-se índices, a exemplo do EMBI e do EMBI+, como medidas de risco país. De fato, ambos representam medidas de prêmio de risco implícito em títulos da dívida soberana. Estes, no entanto, são índices construídos sobre uma cesta de diversos títulos, com durações diferentes, sendo o prêmio de risco uma média das taxas negociadas no mercado internacional, e ponderada pelo valor de mercado de cada um. Ou seja, em primeiro lugar, esse prêmio de risco trata-se de uma taxa média, única, sobre uma duração média específica. Ou seja, não nos fornece uma estrutura a termo dessa componente de risco.

Em segundo lugar, esse prêmio apura a diferença entre títulos negociados no mercado internacional. Ainda, por serem negociados no mercado interno, os títulos do tesouro brasileiro embutem uma componente de risco adicional, conhecida como risco de fronteira, que não está presente nos títulos da dívida soberana. Dessa forma, o risco país presente nos títulos soberanos

---

<sup>4</sup> Ang, Dong e Piazzesi (2005) propõem uma forma alternativa de se estimar uma regra de Taylor levando em conta exatamente os efeitos de choques monetários sobre as taxas longas ajustadas para o prêmio de risco a termo. Empregam metodologia de modelos afim de estruturas a termo com prêmio de risco variante no tempo.

embute o risco do emissor, mas não o risco de conversibilidade, por exemplo, ou qualquer outra barreira adicional que possa haver na movimentação de recursos entre os dois mercados.

Portanto, a decomposição dos juros internos a termo pela equação (2) apresenta algumas dificuldades práticas que dificultam uma identificação precisa do forward premium cambial. Dentre as formas alternativas existentes para se lidar com o problema adotamos uma com base em dois instrumentos financeiros bastante conhecidos e amplamente negociados no país.

### 2.2.2. Os Mercados de Juros Futuros de DI e Cupom Cambial

Uma forma alternativa de lidar-se com o forward premium cambial, sem os problemas descritos acima, seria considerando-se os contratos de juros futuros de DI e Cupom Cambial negociados diariamente na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Formalmente, os contratos futuros de DI e Cupom Cambial pagam um ajuste diário, diferente de um título de zero cupon tradicional, que só paga o valor de face no vencimento. Uma alternativa para taxas a termo seria considerar os contratos de swaps PróxDI para a taxa em Real e o swap Cambial como medida de taxa de juros em dólar, ambos também negociados na BM&F e já em maturidades fixas. No entanto, como para o início da amostra considerada estes swaps ou não existiam ou não possuíam liquidez, optamos por trabalhar com as curvas de juros futuros.

Pela condição de paridade das taxas de juros, e sob a hipótese de não arbitragem, o retorno esperado entre dois ativos quaisquer, suficientemente líquidos para garantir a correta precificação do ativo, e de riscos equivalentes ou ajustados pelo seu diferencial, deve ser o mesmo. Neste sentido, os contratos de DI e Cupom Cambial apresentam um grande atrativo, pelo fato de serem emitidos e negociados num mesmo mercado, além de apresentarem diversos vencimentos em aberto<sup>5</sup>.

Para cada taxa a termo, a relação de paridade em logaritmos entre as taxas de DI e Cupom Cambial será dada por:

$$i_{t,n}^{DI} = i_{t,n}^{DDI} + f_{t,n} \quad (4)$$

---

<sup>5</sup> Ainda que existam muitos contratos em aberto para negociação, nem todos são efetivamente negociados todos os dias. Ainda assim, a BM&F provê preço diariamente para todos os contratos, interpolando-os na curva dos contratos observados.



Como antes, o forward premium será composto pela soma das expectativas de depreciação e pelo prêmio de risco cambial. Re-arrumando a equação (4), escrevemos o forward premium como a diferença das taxas de DI e Cupom Cambial. Dessa forma, a previsibilidade do forward premium e do prêmio de risco cambial estendido definido anteriormente dependeriam de ambas as curvas. Quanto mais informativas forem as taxas a termo em cada curva sobre os retornos, possivelmente, não só dos seus próprios contratos, mas de ambas as estruturas a termo, mais fácil será fazer qualquer tipo de inferência sobre a previsibilidade destes.

### 2.2.3.Dados e Interpolação

A amostra considerada é mensal e vai de junho de 1999 até março de 2005. Como ao longo de boa parte desse período as curvas de juros futuros de DI e Cupom Cambial ou não apresentam contratos em aberto com maturidades elevadas, ou os que surgem não são líquidos o bastante, optamos por trabalhar num intervalo que vai até um ano e meio de duração. As taxas de juros futuros de fechamento foram coletadas na Bloomberg. Estes contratos são negociados diariamente para vencimentos fixos para os primeiros quatro meses à frente e depois para os cabeças (meses de início) de trimestre subsequentes.

Interpolamos ambas as curvas diariamente para vértices fixos de 3, 6, 9, 12, 15 e 18 meses pelo modelo de Nelson e Siegel (1987)<sup>6</sup>.

Construímos nossa amostra tomando apenas as taxas calculadas para o primeiro dia de cada mês, de forma a amenizar possíveis problemas de autocorrelação nos resíduos em nossas estimações. Como o nível das taxas

---

<sup>6</sup> O modelo de Nelson e Siegel (1987) como método de interpolação não assegura a interpolação de títulos cujos retornos sejam martingales. Formalmente, modelos mais apropriados seriam, por exemplo, um base ortogonal (Almeida 2002), ou mesmo uma extensão do próprio Nelson e Siegel, como proposto por Svensson (1994). Para os fins deste artigo, contudo, mantemos o modelo de Nelson e Siegel, haja visto que este assegura taxas interpoladas sobre a curva estimada com base nos contratos negociados diariamente, em ambas as curvas, com excelente grau de aproximação (avaliado dentro da amostra, onde interpolamos as taxas que usamos, exceto para a curva de DDI ao início da amostra, com contratos de maturidade inferiores a 1 ano e 6 meses), além de fornecer os fatores usuais de nível, inclinação e curvatura que usaremos em exercícios neste mesmo artigo.

anualizadas é muitas vezes da ordem de 30% ou 40% trabalhamos com as taxas efetivas e não com o logaritmo da diferença dos preços.

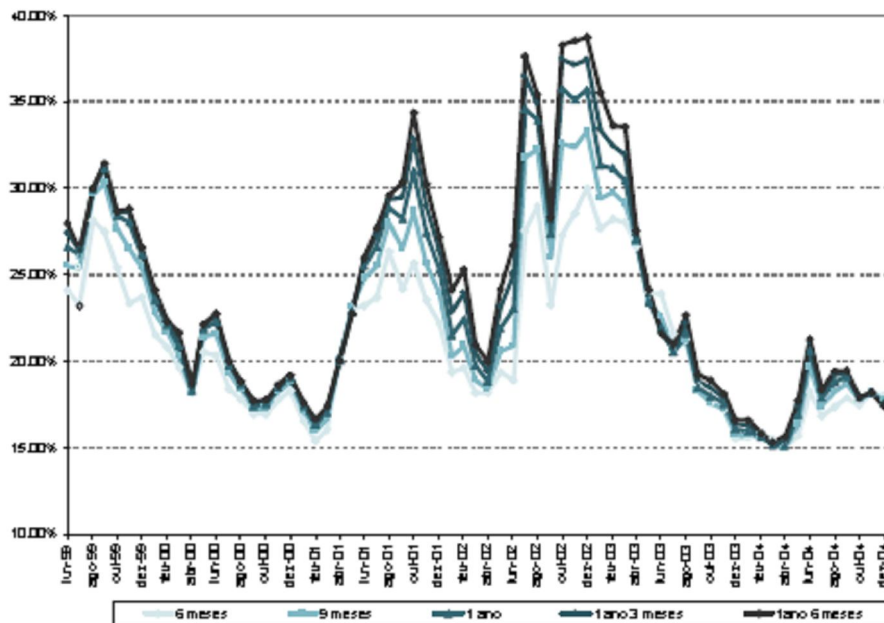
Uma vez interpoladas as taxas yield nas curvas de DI e Cupom Cambial para as maturidades fixas de 3 a 18 meses construímos então as taxas forwards de 3 meses entre esses vértices em cada curva. A taxa forward pode ser representada por:

$$f_t^n = \left( \frac{(1 + y_t^n)^n}{(1 + y_t^{n-3})^{n-3}} \right)^{\frac{1}{3}} - 1$$

onde  $y_t^n$  é a taxa yield de n meses em t e  $y_t^{n-3}$  a taxa yield também em t para o vencimento anterior. As figuras 1 e 2 apresentam as taxas forwards em cada curva.

**Figura 1: Taxas DI Forwards**

(Taxas Anualizadas – Interpoladas para Maturidades Fixas por N&S)



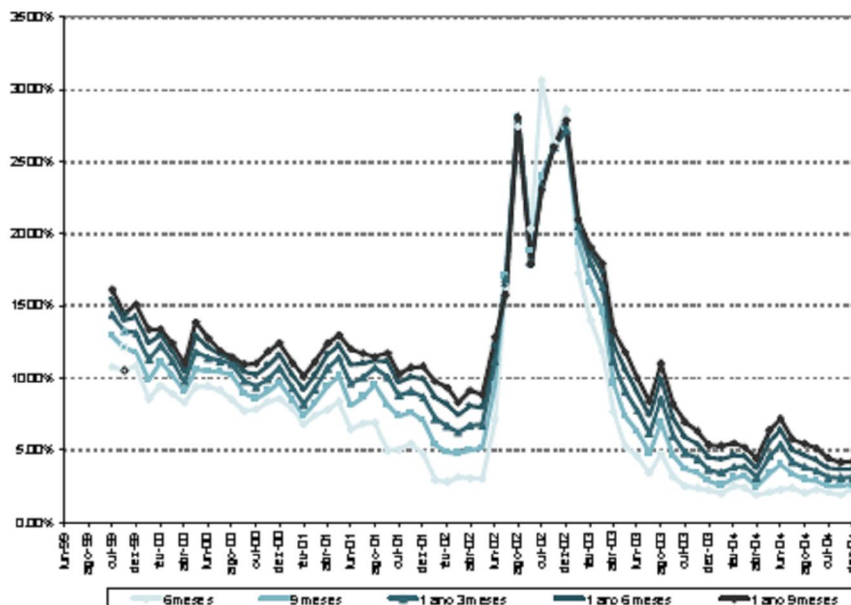
### 2.3. Modelo de Fator Único

Testamos o modelo de Cochrane e Piazzesi (2005), relacionando o excesso de retorno de 3 meses dos contratos de 6, 9, 12, 15 e 18 meses interpolados nas curvas de DI e Cupom Cambial com as taxas forwards entre estes mesmos vértices em cada curva. Para efeito de comparação do desempenho do modelo de fator único confrontamos os resultados com os

obtidos pelos modelos usuais de Fama e Bliss (1987) e com um modelo de previsão baseado nos fatores usuais de nível, inclinação e curvatura de cada curva.

**Figura 2: Taxas Cupom Cambial Forwards**

(Taxas Anualizadas – Interpoladas para Maturidades Fixas por N&S)



### 2.3.1. Excesso de Retorno nas Curvas de DI e Cupom Cambial

Investigamos a evidencia de algum conteúdo informacional nas curvas de DI e Cupom Cambial capazes de explicar, em primeiro lugar, os excessos de retorno para o horizonte fixo de 3 meses em cada curva<sup>7</sup>.

O retorno em 3 meses de um título de duração  $n$  pode ser escrito como:

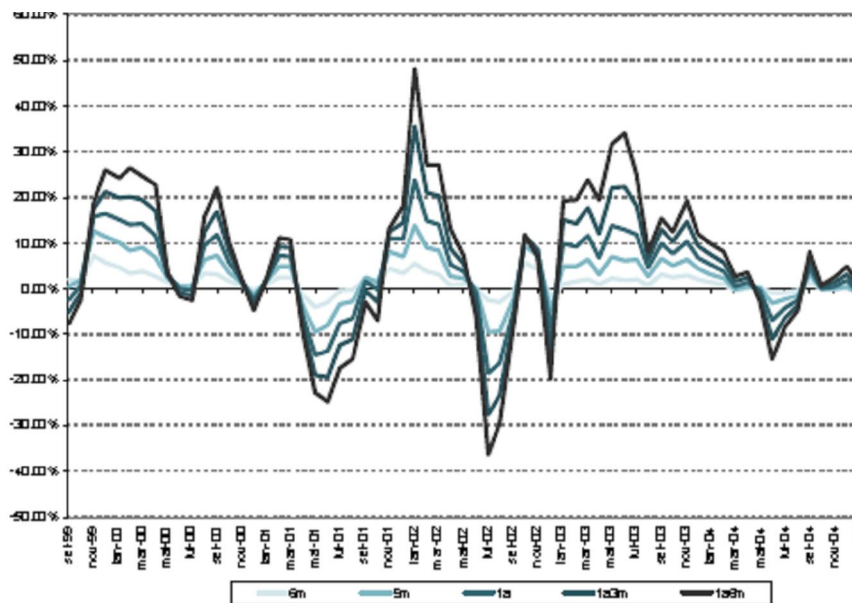
$$r_{t+3}^n = \frac{p_{t+3}^{n-3}}{p_t^n} - 1 \quad (5)$$

onde  $p_t^n$  é o preço de um título de zero-coupon com  $n$  meses para a maturidade em  $t$  e  $p_{t+3}^{n-3}$  esse mesmo título 3 meses à frente agora com  $n-3$  meses para o vencimento. Calculados os retornos de cada título em 3 meses,

<sup>7</sup> Cochrane e Piazzesi (2005) trabalham com horizontes de um ano. Optamos por um horizonte de três meses uma vez que trabalhamos com contratos relativamente curtos.

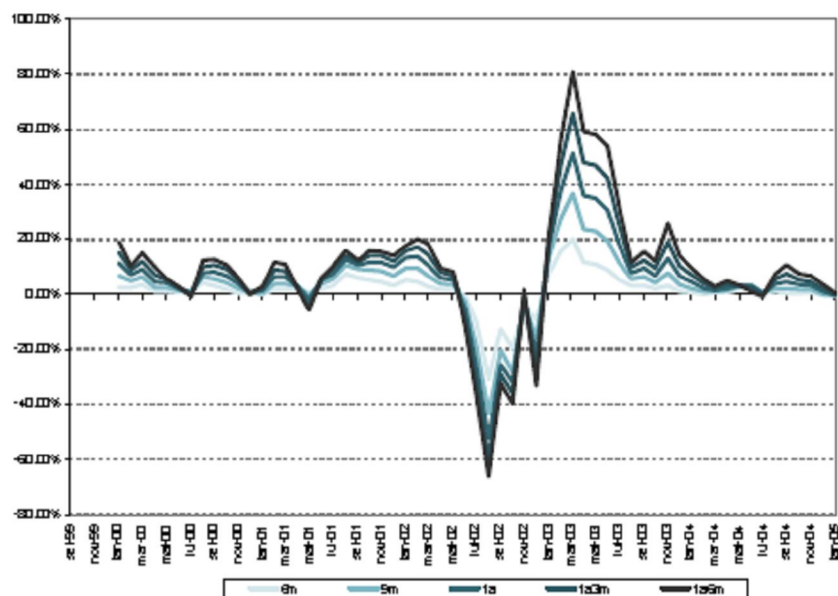
**Figura 3: Excesso de Retorno em 3 meses – Curva DI**

Vértices (T:T-3) sobre Taxa de 3 meses em T



**Figura 4: Excesso de Retorno em 3 meses – Cupom Cambial**

Vértices (T:T-3) sobre Taxa de 3 meses em T



definimos então seu excesso de retorno sobre o título de duração curta com 3 meses para o vencimento como:

$$rx_{t+3}^n = \left( \frac{1 + r_{t+3}^n}{1 + r_t^3} \right)^{\frac{12}{3}} - 1 \quad (6)$$

onde  $r_t^3$  é o retorno efetivo de um título de 3 meses em t até sua maturidade. Por simplicidade de comparação, anualizamos esses excessos de retorno. As figuras 3 e 4 apresentam as séries construídas.

### 2.3.2. Modelo Irrestrito

Primeiro relacionamos o excesso de retorno em 3 meses dos contratos de 6 a 18 meses, sobre todas as taxas forwards. As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados do modelo irrestrito para os excessos de retorno  $rx_{t+3}^n$  nas curvas de DI e Cupom Cambial descrito por:

$$rx_{t+3}^n = \beta_0^n + \beta_1^n y_t^1 + \dots + \beta_6^n f_t^6 + \varepsilon_{t+3}^n \quad (7)$$

Os ajustes de excesso de retorno medido pelo  $R^2$  foram significativos. Ainda, análise das figuras 5 e 6 sugere que uma mesma função de taxas forwards, comum para todos os vértices, talvez seja capaz de prever de forma bastante satisfatória os retornos excessivos nas duas curvas.

**Tabela 1: Regressão do Excesso de Retorno Médio de 3 meses sobre todos os forwards – Curva DI**

	Cte	y(1) 3m	f(6) 3m - 6m	f(9) 6m - 9m	f(12) 9m - 1y	f(15) 1y - 1y3m	f(18) 1y3m - 1y6m	R2	R2 adj.	$\chi^2(6)$ NW - 9L
<b>6 meses</b>	-5,97	0,95	-10,42	43,86	-82,10	72,32	-24,25	0,54	0,50	239,15
SE - HH 6L	1,30	0,36	2,53	9,56	18,48	16,84	5,74			
<b>9 meses</b>	-15,72	2,36	-18,36	69,71	-125,16	108,71	-36,37	0,48	0,43	105,91
SE - HH 6L	2,47	1,15	7,57	26,80	50,71	45,94	15,55			
<b>12 meses</b>	-26,64	3,95	-23,57	78,86	-132,40	111,13	-36,49	0,44	0,38	68,84
SE - HH 6L	3,90	2,13	14,12	49,32	91,71	81,75	27,25			
<b>15 meses</b>	-37,69	5,68	-27,95	80,95	-121,92	94,22	-28,92	0,41	0,35	67,36
SE - HH 6L	5,56	3,18	21,36	74,31	136,44	119,89	39,41			
<b>18 meses</b>	-48,46	7,47	-32,09	79,44	-99,55	61,95	-14,58	0,40	0,34	73,52
SE - HH 6L	7,31	4,27	28,96	100,48	182,60	158,49	51,45			

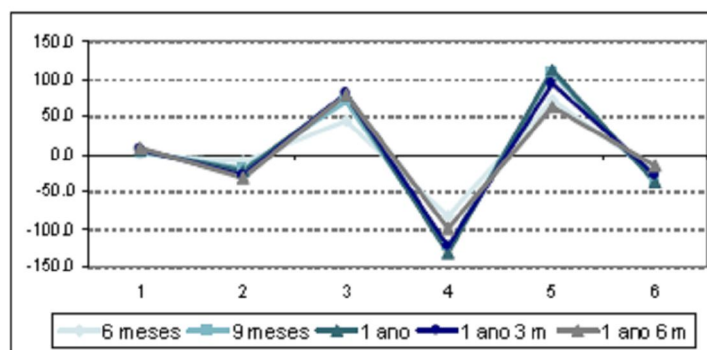
Testes de significância das variáveis explicativas são delicados quando trabalhamos com dados superpostos e correlacionados. Em todas as estimações realizadas neste trabalho optamos pelo Método dos Momentos Generalizado com uma correção de Hansen-Hodrick com 6 defasagens para o tratamento do erro padrão. Para testes de significância conjunto avaliados pela estatística  $\chi^2$ , quando realizados, adotamos uma correção de Newey-West com 9 defasagens, que garante uma matriz de covariância positiva definida.

**Tabela 2: Regressão do Excesso de Retorno Médio de 3 meses sobre todos os forwards – Curva Cupom Cambial**

	Cte	y(1) 3m	f(6) 3m - 6m	f(9) 6m - 9m	f(12) 9m - 1y	f(15) 1y - 1y3m	f(18) 1y3m - 1y6m	R2	R2 adj.	$\chi^2(6)$ NW - 9L
<b>6 meses</b>	x <sup>2</sup>	-0,43	3,57	-25,33	71,43	-88,83	40,39	0,23	0,14	125,66
SE - HH 6L	7,51	-0,11	0,98	9,71	23,55	28,33	14,13			
<b>9 meses</b>	-22,17	-0,65	6,03	-47,38	132,58	-159,99	70,85	0,27	0,19	120,72
SE - HH 6L	12,15	-0,19	1,42	13,88	28,05	27,43	14,68			
<b>12 meses</b>	-30,17	-0,87	8,03	-67,99	191,42	-228,22	99,66	0,30	0,22	82,82
SE - HH 6L	15,97	-0,23	1,70	16,06	21,18	-20,56	-1,97			
<b>15 meses</b>	-38,08	-1,07	9,70	-86,33	244,44	-290,49	126,34	0,32	0,24	56,25
SE - HH 6L	19,62	-0,24	1,89	16,77	-22,47	-51,41	-20,42			
<b>18 meses</b>	-46,06	-1,25	11,10	-101,71	289,53	-344,84	150,34	0,33	0,26	42,22
SE - HH 6L	23,22	-0,19	2,01	15,89	-46,45	-77,45	-32,15			

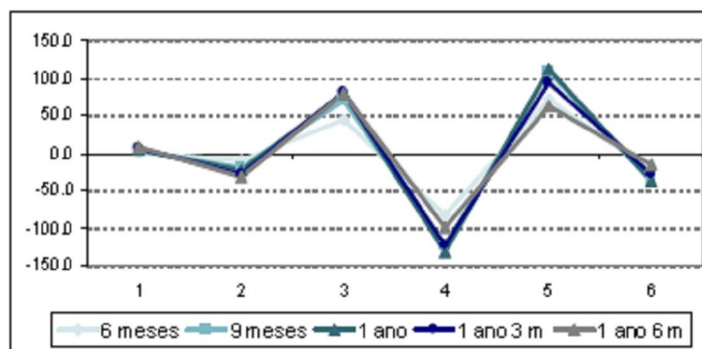
**Figura 5: Coeficientes das Taxas Forwards**

Modelo Irrestrito – Curva DI



**Figura 6: Coeficientes das Taxas Forwards**

Modelo Irrestrito – Curva Cupom Cambial



Podíamos ainda testar a significância dos estimadores de outras formas, por exemplo, admitindo que toda correlação nos erros é fruto de dados superpostos, ignorando assim a hipótese de heterocedasticidade condicional, ou mesmo, redefinir nossa amostra de forma a incluir apenas observações justapostas. De todas as formas, desde já estamos confiantes de que podemos

rejeitar a hipótese de expectativas, ou seja, admitir que taxas forwards são significativas para explicar os retornos excessivos. Aplicamos um modelo igualmente irrestrito para o prêmio de risco cambial. No entanto, como definimos o prêmio de risco sendo a diferença entre os retornos observados nos contratos a termo das curvas de DI sobre os da curva de Cupom Cambial, para um mesmo horizonte de três meses, permitimos que taxas forwards de ambas as curvas entrem na especificação do modelo.

### 2.3.3. Modelo Restrito

A crença de que talvez uma combinação de taxas forwards seja capaz de descrever os retornos excessivos de diferentes vértices nos sugere que podemos escrever um modelo com base em um fator único do tipo:

$$r x_{t+3}^n = b_n (\gamma_0 + \gamma_1 y_t^1 + \dots + \gamma_6 f_t^6) + \varepsilon_{t+3}^n \quad (8)$$

Estimamos a equação acima em dois passos. Primeiro, estimamos os gammas regredindo a média dos retornos excessivos em todas as taxas forwards:

$$\frac{1}{5} \sum_{n=3}^6 r x_{t+3}^n = \gamma_0 + \gamma_1 y_t^1 + \dots + \gamma_6 f_t^6 + \mu_{t+3}^n \quad 1^\circ \text{ Passo}$$

As tabelas 3 e 4 apresentam os resultados das estimações dos retornos excessivos médios descritos no primeiro passo. De posse dos coeficientes estimados anteriormente construímos o fator de estimação de retorno  $\hat{\gamma}^T f_t$ . Estimamos os coeficientes  $b_n$  regredindo cada retorno excessivo no fator único calculado anteriormente.

$$r x_{t+3}^n = b_n (\hat{\gamma}^T f_t) + v_{t+3}^n \quad 2^\circ \text{ Passo}$$

**Tabela 3: Regressão do Excesso de Retorno Médio sobre todos os forwards – Curva de DI**

	Cte	y(1) 3m	f(6) 3m - 6m	f(9) 6m - 9m	f(12) 9m - 1y	f(15) 1y - 1y3m	f(18) 1y3m - 1y6m	R2	R2 adj.	$\chi^2(6)$ NW - 9L
<b>Average</b>	-26,90	4,08	-22,48	70,56	-112,22	89,66	-28,12	0,43	0,37	68,286
<b>SE</b>	3,85	2,21	14,82	51,68	95,25	84,02	27,72			

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados dos coeficientes estimados para cada curva. Com relação aos ajustes observados no modelo irrestrito, a perda de ajuste medida pelo  $R^2$  é bastante baixa. As figuras 7 e 8 apresentam os

coeficientes dos modelos restritos construídos para cada excesso de retorno com base nos coeficientes da regressão média e nos betas estimados. As entradas dos forwards nos modelos para os excessos de retorno nos contratos mais longos são maiores, e em ambos as curvas pesam mais os forwards de 9, 12 e 15 meses, coincidentemente em torno dos vencimentos com maior liquidez e volume de negócios diários. Mais ainda, os coeficientes das duas curvas parecem simétricos, o que interpretamos como evidência contrária à existência de erros de medida. Os coeficientes que entram com coeficiente positivo na previsão do retorno excessivo na curva de DI entram com sinal contrário na curva de DI, e vice-versa.

**Tabela 4: Regressão do Excesso de Retorno Médio sobre todos os forwards – Curva de Cupom Cambial**

	Cte	y(1) 3m	f(6) 3m - 6m	f(9) 6m - 9m	f(12) 9m - 1y	f(15) 1y - 1y3m	f(18) 1y3m - 1y6m	R2	R2 adj.	$\chi^2(6)$ NW - 9L
<b>Média</b>	-29,92	-0,86	7,69	-65,75	185,88	-222,47	97,52	0,30	0,23	68,02
SE - HH 6L	15,64	-0,21	1,60	14,50	9,12	-29,86	-9,48			

**Tabela 5: Regressão do Excesso de Retorno Médio sobre o Fator de Excesso de Retorno – Curva de DI**

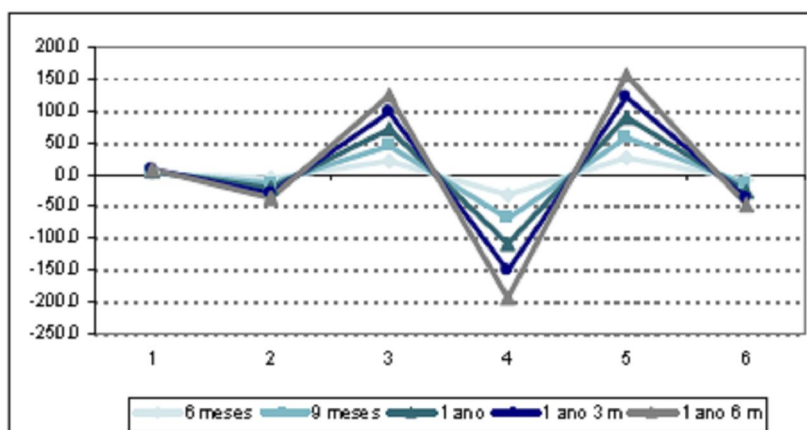
	$b_n$	$R^2$
<b>6 meses</b>	0,28	0,42
SE - HH 6L	0,07	
<b>9 meses</b>	0,63	0,45
SE - HH 6L	0,11	
<b>12 meses</b>	0,99	0,43
SE - HH 6L	0,13	
<b>15 meses</b>	1,36	0,41
SE - HH 6L	0,16	
<b>18 meses</b>	1,74	0,39
SE - HH 6L	0,20	

**Tabela 6: Regressão do Excesso de Retorno Médio sobre o Fator de Excesso de Retorno – Curva de Cupom Cambial**

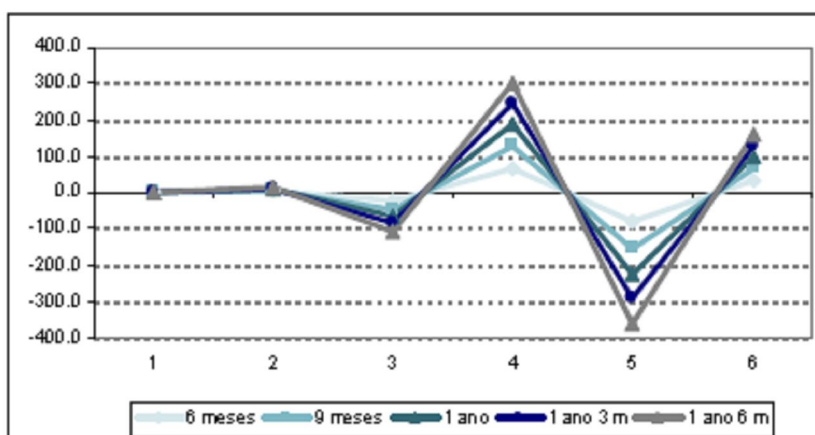
	$b_n$	$R^2$
<b>6 meses</b>	0,35	0,21
SE - HH 6L	0,06	
<b>9 meses</b>	0,69	0,26
SE - HH 6L	0,13	
<b>12 meses</b>	1,01	0,30
SE - HH 6L	0,20	
<b>15 meses</b>	1,32	0,31
SE - HH 6L	0,27	
<b>18 meses</b>	1,62	0,33
SE - HH 6L	0,34	



**Figura 7: Coeficiente das Taxas Forwards Curva DI  
Modelo Restrito**



**Figura 8: Coeficiente das Taxas Forwards Curva Cupom Cambial  
Modelo Restrito**



#### 2.3.4. Resultados Empíricos nas Curvas de DI e Cupom Cambial

O modelo de um fator mostra-se como um bom candidato em ambas as curvas, dado que os coeficientes do modelo irrestrito nas diferentes maturidades são similares, sendo maiores em módulo as entradas dos retornos excessivos de maturidades mais longas (vide Figura 5 e Figura 6). Em média, o  $R^2$  obtido para o modelo restrito na curva de DI foi de 42%, e de 28% na curva de Cupom Cambial. Em ambas as curvas, e para todos os vértices, rejeitamos a hipótese nula de insignificância dos coeficientes estimados. Comparando os resultados com os obtidos pelo modelo de Fama e Bliss (1987) e usando como regressores os fatores usuais de nível, inclinação e curvatura de cada curva, de longe o

modelo restrito apresenta o melhor desempenho como previsor dos retornos excessivos nas duas curvas.

Mais ainda, os coeficientes das duas curvas parecem simétricos. Os que entram com coeficientes de um sinal na previsão do retorno excessivo na curva de DI entram com sinal contrário na curva de Cupom Cambial. Essa é uma evidência a favor de uma estreita correlação entre os retornos excessivos em ambos os mercados.

## 2.4. Fatores Únicos como previsores do Prêmio de Risco Cambial

Ao invés de considerar o forward premium direto para se extrair uma medida de prêmio de risco cambial, optamos aqui por olhar para o diferencial dos retornos apurados em três meses em cada curva. A idéia é trabalhar, assim como fizemos com os excessos de retorno em cada curva, com as taxas forward entre as maturidades selecionadas. Fazendo isso ficamos com uma medida efetiva de diferença de rentabilidade obtida quando, por exemplo, compramos um contrato a termo de DI e vendemos um de Cupom Cambial em  $t$ , vendendo o de DI e comprando o de Cupom Cambial três meses depois. Definimos então o prêmio de risco como o diferencial entre os retornos em três meses das curvas de DI e Cupom Cambial, para diversos vértices fixos, descontando-se a expectativa de variação cambial nesse mesmo período. Partindo da equação (3), escrevemos então o prêmio de risco para um intervalo marginal, em taxas anualizadas, como:

$$r_{C,t+3}^n = \left( \frac{(1 + r_{f,t+3}^n)}{(1 + E_t[\Delta e_{t+3}])} \right)^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (9)$$

onde definimos o diferencial de retorno  $r_{f,t+3}^n$  em 3 meses entre títulos de maturidades equivalente  $n$  nas duas curvas como:

$$r_{f,t+3}^n = \left( \frac{1 + r_{DI,t+3}^n}{1 + r_{CC,t+3}^n} \right)^{\frac{12}{n}} - 1 \quad (10)$$

sendo  $r_{DI,t+3}^n$  o retorno em 3 meses de um título de maturidade  $n$  na curva de DI e  $r_{CC,t+3}^n$  o retorno em igual período na curva de Cupom Cambial. Tratamos as expectativas de variação cambial de duas formas diferentes. Primeiro, segunda uma hipótese de expectativas perfeitas, admitindo que as expectativas igualam-se às variações efetivamente observadas em três meses. De forma

alternativa, consideramos a mediana das expectativas de mercado para a taxa de câmbio coletadas pelo Banco Central (BC). Contudo, antes de aplicar um modelo restrito no prêmio de risco calculado sobre estas duas abordagens regredimos primeiro um modelo irrestrito, sobre as taxas forwards de ambas as curvas. A tabela 7 apresenta os resultados. O ajuste medido pelo R<sup>2</sup> obtido para o prêmio de risco estendido, calculado sob expectativas perfeitas, foi melhor do que o obtido para o prêmio obtido com base nas expectativas de câmbio de mercado. No entanto, assim como para os retornos excessivos em cada curva, podemos perceber que os coeficientes estimados entre os vértices fixos de 3, 6 e 12 meses que consideramos são similares. O padrão encontrado também foi parecido, alternando coeficientes positivos e negativos, o que nos sugere que os mesmos fatores de previsão de retorno estimados para os retornos excessivos em cada curva também podem ser empregados como variáveis explicativas do prêmio de risco cambial.

**Tabela 7: Prêmio de Risco Cambial sobre todos os forwards**

	Cte	y(1)	f(2)	f(3)	f(4)	f(5)	f(6)	y(1)	f(2)	f(3)	f(4)	f(5)	f(6)	R2	R2 adj.	$\chi^2(6)$ NW - 9L
<b>Prêmio de Risco Cambial - Desvalorização Observada</b>																
3 meses	-155.36	5.02	132.38	-831.47	1947.90	-1948.60	707.19	-1.15	-4.22	58.17	-145.54	115.03	-28.05	0.48	0.36	692.13
SE - HH 6L	31.34	11.38	107.88	483.65	688.89	537.02	158.45	1.22	10.17	138.84	410.13	472.51	189.50			
6 meses	-145.17	8.31	96.34	-688.54	1665.30	-1683.20	612.93	-0.67	-5.76	54.41	-134.23	108.43	-28.44	0.49	0.36	688.25
SE - HH 6L	29.56	10.83	103.59	392.29	674.80	534.27	159.83	1.12	9.39	129.85	385.63	445.36	179.64			
1 ano	-144.84	12.92	56.52	-547.78	1399.90	-1436.90	525.71	-0.35	-8.34	69.90	-177.65	158.33	-49.04	0.51	0.39	970.19
SE - HH 6L	29.70	10.37	98.65	374.79	647.93	514.42	153.73	1.01	8.27	119.80	389.21	418.94	170.21			
<b>Prêmio de Risco Cambial - Expectativas Focus BC</b>																
3 meses	116.21	61.49	-501.30	1702.80	-2816.80	2234.20	-681.11	-1.22	-18.24	243.18	-750.43	970.57	-445.34	0.37	0.09	288.90
SE - HH 6L	65.77	80.97	652.46	2079.50	3163.00	2088.90	853.48	0.79	13.02	155.57	508.31	668.24	304.16			
6 meses	159.37	113.11	-938.23	3195.60	-5279.70	4189.90	-1280.70	-1.06	-24.39	316.84	-1008.00	1348.40	-634.89	0.36	0.08	201.33
SE - HH 6L	101.79	132.51	187.80	3504.10	5393.18	3978.40	1137.30	1.10	17.26	208.63	697.28	937.01	432.45			
1 ano	181.69	157.85	-1300.80	4424.90	-7326.50	5834.40	-1790.00	-0.97	-31.06	392.54	-1251.80	1689.50	-803.65	0.37	0.09	169.61
SE - HH 6L	135.83	178.10	1462.90	4721.80	7277.38	5382.60	1942.90	1.38	21.68	256.68	875.91	1187.10	590.84			

Os resultados das estimações de um modelo restrito para as duas medidas de prêmio de risco cambial pode ser visto na tabela 8. O ajuste médio medido pelo R<sup>2</sup> para o prêmio de risco cambial estendido foi de 0.12, e os coeficientes estimados forem decrescentes nos vértices selecionados. O coeficiente estimado para o fator no vértice de 6 meses foi de 2.96, bem acima do 0.28 estimado na curva de DI. Já no vértice de 1 ano esse valor ficou em 2.81, ainda acima dos 0.99 obtido na curva de DI, embora proporcionalmente já bem menor. Esse resultado sugere que as expectativas de taxa de câmbio embutidas nos contratos de juros futuros, diretamente no caso dos contratos de Cupom Cambial e indiretamente nos de DI, estão mais próximas das variações efetivamente observadas do que das previsões de mercado avaliadas à priori. Ainda, comparando os coeficientes estimados para o fator de previsão de retorno da

curva de DI sobre os excessos de retorno na própria curva e sobre o prêmio de risco estendido vemos que os efeitos de movimentos na curva sobre o prêmio de risco é perto de dez vezes maior do que sobre os prêmios a termo no vértice de 6 meses, e próximo de três vezes maior sobre o vértice de um ano.

**Tabela 8: Prêmio de Risco Cambial sobre Fatores de Previsão de Retorno**

	$b^{\alpha}$	$b^{\beta}$	R2	R2 adj.	NW - 9L
<u>Prêmio de Risco Cambial - Desvalorização Observada</u>					
<b>3 meses</b>	4.02	-0.61	0.125	0.110	4.82
SE- HH 0L	2.23	0.80			
<b>6 meses</b>	4.08	-0.97	0.118	0.103	4.76
SE- HH 0L	2.11	0.70			
<b>1 ano</b>	4.49	-1.45	0.137	0.123	5.47
SE- HH 0L	2.09	0.67			
<b>3 meses</b>	3.31	-	0.119	-	-
SE- HH 0L	1.55	-			
<b>6 meses</b>	2.96	-	0.101	-	-
SE- HH 0L	1.46	-			
<b>1 ano</b>	2.81	-	0.097	-	-
SE- HH 0L	1.43	-			
<u>Prêmio de Risco Cambial - Expectativas Focus BC</u>					
<b>3 meses</b>	3.84	-2.64	0.061	0.036	5.17
SE- HH 0L	2.88	1.44			
<b>6 meses</b>	6.20	-4.27	0.090	0.066	4.98
SE- HH 0L	4.08	2.28			
<b>1 ano</b>	8.64	-5.89	0.109	0.085	4.56
SE- HH 0L	5.35	3.03			
<b>3 meses</b>	0.42	-	-0.081	-	-
SE- HH 0L	0.97	-			
<b>6 meses</b>	0.68	-	-0.063	-	-
SE- HH 0L	1.46	-			
<b>1 ano</b>	1.04	-	-0.052	-	-
SE- HH 0L	1.97	-			

## 2.5. Conclusão

Algumas explicações foram dadas para a diferença apurada em instrumentos avaliados em diferentes moedas. A principal delas é a da existência de um prêmio de risco, que ajustaria a rentabilidade destes instrumentos para a incerteza proveniente da taxa de câmbio. No Brasil, sobretudo após a adoção de um regime de flutuação cambial, a volatilidade cambial trouxe incerteza quanto à rentabilidade de investimentos no país, muitas vezes avaliado não em moeda local, mas em dólar. Quanto maior a incerteza do retorno avaliado em dólar, maiores o risco e o retorno exigido do investimento, o que muitas vezes pode inviabilizar projetos de longa maturação em setores de grande importância para

a capacidade produtiva global, como infra-estrutura, indústria e serviços essenciais.

Neste trabalho buscamos relacionar o prêmio de risco cambial implícito nas curvas de juros futuros de DI e Cupom Cambial, negociados na BM&F e dois dos instrumentos financeiros mais líquidos negociados no país, com o movimento destas próprias estruturas a termo. Empregamos a abordagem de Cochrane e Piazzesi (2005), identificando fatores únicos e significantes capazes de explicar os excessos de retorno em três meses de diferentes maturidades em ambas as curvas. Usamos os mesmos como previsores do prêmio de risco cambial, definido de duas formas diferentes, obtendo melhores ajustes e maiores significâncias para os coeficientes para a medida que chamamos de prêmio de risco cambial estendido, considerando previsões perfeitas de taxa de câmbio, em comparação aos resultados encontrados quando consideramos um prêmio de risco cambial tomando as expectativas de mercado para a taxa de câmbio. Admitindo que seja razoável que o prêmio de risco esteja correlacionado com as curvas de juros futuros, tendo calculado o prêmio de risco pelo resíduo do diferencial da paridade dos juros descontado a expectativa de variação cambial, interpretamos os resultados como favoráveis à presença de expectativas de câmbio mais próximas das variações efetivamente ocorridas do que das expectativas de mercado coletadas pelo BC.

Os fatores estimados para as curvas de DI e Cupom Cambial apresentam alguma multicolinearidade, de forma que apenas o fator da curva de DI mostra-se suficiente para explicar o prêmio de risco. O prêmio de risco estendido não só apresenta ajustes medidos pelo  $R^2$  maiores, ainda que pequenos, como também coeficientes estatisticamente significantes, sobretudo quando consideramos apenas o fator da curva de DI. Ainda, vemos que variações na dinâmica da curva de DI geram variações no prêmio de risco cambial em uma intensidade significativamente maior do que as variações registradas para os prêmios a termo na própria curva. Uma extensão natural do trabalho seria construir um fator de previsão de retorno específico para o prêmio de risco cambial ao invés de usar como variável explicativa os fatores de previsão obtidos para cada curva. Deixamos esse exercício para um

Mais do que um prêmio de rentabilidade, o risco cambial representa um importante elemento de incerteza na economia brasileira. Os resultados encontrados nos permitem relacionar essa componente a movimentos nas curvas de juros futuros, ao invés, por exemplo, de atribuí-los ao comportamento de variáveis macroeconômicas. A grande vantagem de se considerar curvas de

juros está no fato de serem observadas diariamente, enquanto variáveis macro geralmente são avaliadas numa escala mensal ou mesmo trimestral. Em última análise, curvas de juros carregam vasto conjunto de informação e assim resumem, quase que de forma instantânea, o conjunto de crenças dos agentes econômicos.

## 2.6. Apêndice

### 2.6.1. Modelo de Fama-Bliss (1987)

Pelo modelo de Fama e Bliss (1987) cada excesso de retorno é regredido sobre o spread do forward de mesma duração.

$$r_{t+3}^n = \alpha + \beta (f_t^n - y_t^1) + \varepsilon_{t+3}^n \quad A. 1$$

As tabelas A1 e A2 apresentam os resultados. Os ajustes medidos pelo R<sup>2</sup>, ainda que significativos, foram inferiores aos obtidos pelos modelos irrestrito e restrito discutidos anteriormente. Para nenhum excesso de retorno das maturidades estudadas o modelo de Fama e Bliss (1987) apresentou resultados superiores aos obtidos pelo modelo de restrito de fator único de Cochrane e Piazzesi (2005).

**Tabela A 1: Modelo de Fama e Bliss – Curva DI**

	$\alpha$	$\beta$	R2	R2 adj.	X <sup>2</sup> NW 9L
<b>6 meses</b>	0,57	63,80	0,247	0,236	5,00
SE - HH 6L	0,61	28,87			0,03
<b>9 meses</b>	0,76	85,15	0,196	0,184	4,65
SE - HH 6L	1,61	41,04			0,03
<b>1 ano</b>	0,75	108,17	0,165	0,152	4,69
SE - HH 6L	2,75	52,40			0,03
<b>1 ano 3m</b>	0,62	134,12	0,149	0,136	4,94
SE - HH 6L	3,92	63,08			0,03
<b>1 ano 6m</b>	0,40	163,27	0,143	0,130	5,31
SE - HH 6L	5,0682	73,241			0,02

**Tabela A 2: Modelo de Fama e Bliss – Curva CC**

	$\alpha$	$\beta$	R2	R2 adj.	X <sup>2</sup> NW 9L
<b>6 meses</b>	1,60	-21,37	0,009	-0,008	0,85
SE - HH 6L	1,40	9,21			0,36
<b>9 meses</b>	3,94	-29,26	0,010	-0,006	0,70
SE - HH 6L	2,19	24,17			0,40
<b>1 ano</b>	6,12	-28,09	0,006	-0,010	0,41
SE - HH 6L	2,92	25,20			0,52
<b>1 ano 3m</b>	8,25	-28,25	0,005	-0,012	0,31
SE - HH 6L	3,62	11,92			0,58
<b>1 ano 6m</b>	10,44	-31,45	0,004	-0,012	0,32
SE - HH 6L	4,2846	28,189			0,57

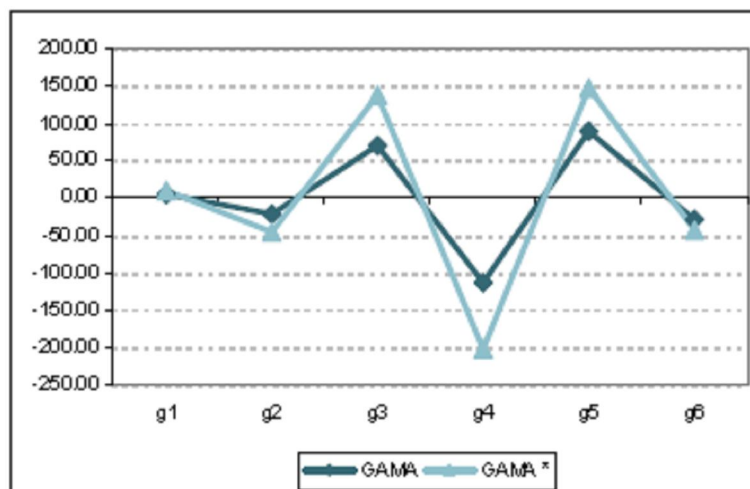
## 2.6.2. Modelo de Três Fatores Clássicos: Nível, Inclinação e Curvatura

Para relacionar o fator de previsão de retorno a modelos de curva de juros representamos o mesmo como função de taxas yield ao invés da representação usual por taxas forwards. Os coeficientes equivalentes das taxas yields são dados pela transformação:

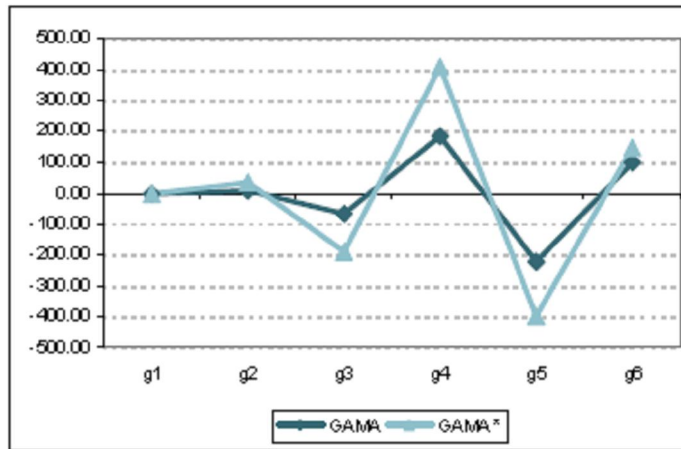
$$\begin{aligned} \gamma^T f_t &= \gamma^0 + \gamma^1 y_t^1 + \gamma^2 \left( \frac{(1 + y_t^2)^{6/12}}{(1 + y_t^1)^{3/12}} - 1 \right) + \dots & \text{A. 2} \\ &\dots + \gamma^2 \left( \frac{(1 + y_t^6)^{18/12}}{(1 + y_t^5)^{15/12}} - 1 \right) \\ \gamma^{*T} y_t &= \gamma^{*0} + \gamma^{*1} y_t^1 + \gamma^{*2} y_t^2 + \dots + \gamma^{*6} y_t^6 \end{aligned}$$

As figuras A1 e A2 apresentam os coeficientes do modelo restrito estimado anteriormente e os coeficientes equivalentes das taxas yield. Os coeficientes equivalentes dos 4º e 5º vértices apresentam valores bem mais significativos do que os obtidos pelos gamas do fator de previsão de retorno do modelo restrito. Ou seja, como discutido anteriormente, as taxas de 1 ano e 1 ano e 3 meses, exatamente a de vértices relativamente mais líquidos, são importantes para a determinação do excesso de retorno. De forma geral, contudo, não podemos descartar de início que os coeficientes das taxas yield sejam diferentes o suficiente a ponto de rejeitá-los como previsores equivalentes do excesso de retorno.

**Figura A. 1: Coeficientes Equivalentes Taxas Yield - Curva DI**



**Figura A. 2: Coeficientes Equivalentes Taxas Yield - Curva Cupom Cambial**



Como de costume, os três primeiros fatores de uma decomposição em componentes principais das taxas yield explicam quase que integralmente a sua variância. Na curva de DI, na ordem: 96.72, 3.15 e 0.13. Na curva de Cupom Cambial: 98.13, 1.81 e 0.05. Mesma decomposição em componentes principais do fator de previsão de retorno  $\gamma^T f_t$ , mostra que o primeiro fator, ou nível, também responde por parcela igualmente considerável da variância, sendo na curva de DI 99.58 e na de Cupom Cambial 99.73. Ou seja, o nível das taxas yield e do fator de previsão de retorno são determinantes para a variância de ambas as taxas.

Portanto, se aparentemente os fatores tradicionais da curva de juros nos parecem possivelmente tão bons candidatos a previsores dos retornos excessivos como o fator de previsão de retorno, como podemos comparar as duas abordagens? Se os três primeiros fatores do fator de previsão de retorno respondem pela quase totalidade de sua variância, e são fortemente correlacionados com as três primeiras taxas yield que também respondem pela maior parte da variância das mesmas, então talvez estes fatores pudessem explicar de forma equivalente os retornos excessivos. Por exemplo, como que nível, inclinação e curvatura da curva de juros seriam capazes de prever os retornos excessivos dos mesmos vértices fixos? E se a inclusão dos forwards  $f(4)$ ,  $f(5)$  e  $f(6)$ , presentes no fator de previsão de retorno, é relevante para a previsibilidade do excesso de retorno?

Calculamos os fatores nível, inclinação e curvatura com base no mesmo modelo parcimonioso de Nelson e Siegel. A tabela A3 apresenta os resultados



das regressões do excesso de retorno médio sobre diferentes combinações destes três fatores. No caso mais geral, em que incluímos os três e uma constante, o ajuste medido pelo  $R^2$  foi de 35,4% na curva de DI e 12,8% na de Cupom Cambial. Em ambos os mercados, substancialmente abaixo dos ajustes obtidos com todos os forwards no fator de previsão de retorno. Esta evidencia reforça a idéia de que os forwards além de 1 ano talvez sejam importantes para a previsibilidade do prêmio de risco à posteriori.

**Tabela A 3: Excesso de Retorno Médio sobre Fatores da Curva de Juros**

	C	Nível	Inclinação	Curvatura	$R^2$	$R^2$ adj.	$X^2$ NW(9L)
<b>DI Curve</b>							
<b>N, I &amp; C</b>	-21,18	1,27	-0,81	0,42	0,354	0,323	33,99
SE HH 6L	5,79	0,26	0,20	0,14			
<b>N, I</b>	-17,77	1,02	-0,73	-	0,281	0,258	29,03
SE HH 6L	4,46	0,18	0,20	-			
<b>N</b>	-7,36	0,42	-	-	0,232	0,221	10,68
SE HH 6L	4,12	0,13	-	-			
<b>I</b>	0,80	-	0,40	-	0,154	0,141	6,93
SE HH 6L	2,49	-	0,16	-			
<b>DDI Curve</b>							
<b>N, I &amp; C</b>	-2,43	0,55	-0,05	0,16	0,128	0,084	54,06
SE HH 6L	-5,80	-0,39	-0,06	-0,02			
<b>N, I</b>	-4,75	0,59	0,11	-	0,074	0,043	23,32
SE HH 6L	-6,22	-0,40	-0,01	-			
<b>N</b>	-3,51	0,57	-	-	0,052	0,037	2,22
SE HH 6L	-6,48	-0,40	-	-			
<b>I</b>	4,23	-	0,10	-	0,020	0,003	10,44
SE HH 6L	3,40	-	0,01	-			