

# TAXA DE JUROS, RISCO CAMBIAL E RISCO BRASIL\*

Márcio G. P. Garcia

Do Departamento de Economia da PUC-Rio

Tatiana Didier

Bacharel em Economia pela PUC-Rio e consultora do Banco Mundial

Este artigo faz uma revisão dos argumentos da literatura de finanças e de macroeconomia aberta relevantes para a determinação da taxa de juros em uma economia aberta. Estima-se o risco cambial através do filtro de Kalman. Conclui-se que, além do risco cambial, importante em economias desenvolvidas, o risco Brasil é muito relevante para a determinação das taxas de juros domésticas. Ambos os riscos têm causas comuns. Quer dizer, ao se atacarem tais causas comuns, a redução dos juros domésticos pode ser substancial, pois haverá uma queda simultânea tanto do risco Brasil como do risco cambial. Para a determinação do risco Brasil, identificam-se alguns componentes importantes, dentre eles os resultados esperados das contas fiscais e do saldo em transações correntes do balanço de pagamentos, as condições do mercado financeiro doméstico e as condições do mercado financeiro internacional. O risco de convertibilidade mostrou ter sido um importante determinante do risco Brasil em épocas de crise. Após a desvalorização de 1999, o risco Brasil caiu significativamente até o início de 2001, mas o mesmo não parece ter ocorrido com o risco cambial. Assim, o principal fator de resistência à queda dos juros parece estar ligado à incerteza quanto ao perfil futuro do balanço de pagamentos, sobretudo as contas comerciais. Admitindo-se tal explicação para a resistência à queda do risco cambial, pode-se especular que garantir o crescimento vigoroso das exportações é tarefa fundamental para se obter taxas de juros reais mais baixas, compatíveis com o crescimento econômico sustentado no longo prazo.

## 1 INTRODUÇÃO

As taxas de juros constituem uma das variáveis macroeconômicas mais fundamentais para o bom funcionamento da economia. Calibrar bem a taxa de juros é tarefa de primordial importância, pois os juros têm papel fundamental na determinação do nível de atividade, do emprego, da taxa de câmbio e de outras variáveis econômicas.

Não surpreende ser quase impossível obter um consenso sobre o nível ideal das taxas de juros. O alto grau de respeitabilidade que Alan Greenspan desfruta atualmente é algo bastante recente nos Estados Unidos. No início da era Volcker, há menos de 20 anos, o desemprego associado ao esforço deflacionário levou a que se confeccionassem cartazes com os dizeres “Procura-se” para Volcker e os demais diretores do Federal Reserve (Fed)! No Brasil, é comum encontrarem-se queixas quanto ao alto nível das taxas de juros. Já no passado, os juros baixos foram apontados por muitos como os culpados pela nossa hiperinflação.

---

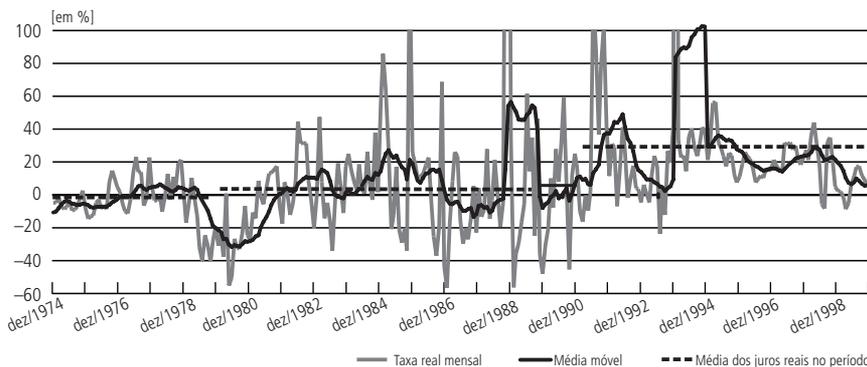
\* Os autores agradecem a Bernardo Carvalho, Thiago Berriel e Igor Abdalla pela assistência de pesquisa prestada. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

O Gráfico 1 mostra a evolução mensal das taxas de juros reais no último quarto do século XX. A linha mais fina representa a taxa real mensal (expressa em % a.a.), e a linha mais grossa representa a média dos juros reais mensais nos últimos 12 meses (média móvel). As retas horizontais representam a média dos juros reais no período. Salta aos olhos o aumento dos juros reais durante a década de 1990.<sup>1</sup>

A década passada foi marcada pela estabilização da inflação, obtida com o Plano Real em julho de 1994, e pela abertura comercial e financeira da economia brasileira. Adotamos, arbitrariamente, maio de 1991 como a data de referência para a liberalização financeira, por coincidir com a edição do célebre Anexo IV que abriu a possibilidade de investimentos externos de portfólio na economia brasileira.

Quando uma economia abre-se financeiramente ao exterior, ela perde um grau de liberdade para fixar sua taxa de juros. Isso ocorre devido aos fluxos de capitais. Sob um regime de câmbio fixo (ou controlado), uma taxa de juros muito baixa ocasionaria uma fuga de capitais que provocaria uma contração monetária com a conseqüente elevação dos juros. Já sob câmbio flexível, a taxa de juros muito baixa causaria uma incipiente fuga de capitais que levaria o câmbio a depreciar-se. Entre esses dois regimes polares, gravita uma série de possibilidades intermediárias, que envolvem alguma forma de controle sobre os fluxos de capitais. Desde a liberalização financeira do início da década de 1990, o Brasil já praticou diversas formas de regimes cambiais e de controles sobre fluxos de capitais, como analisado em Garcia e Valpassos (2000).

GRÁFICO 1  
TAXA REAL DE JUROS



1. Utilizamos a taxa Selic deflacionada pelo IGP-DI. Entretanto, nos referimos às altas taxas de juros que compõem o passivo do governo e instituições financeiras. Taxas de juros ativas são ainda maiores, devido ao enorme *spread* bancário existente no Brasil, um fenômeno comum na América Latina [ver Brock e Rojas-Suárez (2000)]. No entanto, não vamos analisar o comportamento de taxas de juros ativas neste trabalho.

Este artigo destina-se a estudar os determinantes das taxas de juros no Brasil desde quando se tornou uma economia financeiramente aberta. A partir das condições de paridade entre as taxas de juros doméstica e externa, estudamos a evolução de dois tipos de risco: o risco cambial e o risco país.<sup>2</sup> Como se verá a seguir, esses riscos são fundamentais na determinação do piso das taxas de juros domésticas. Portanto, estudar seus determinantes torna-se extremamente relevante para se obter taxas de juros reais compatíveis com o crescimento econômico de longo prazo.

Neste trabalho, utilizaremos a análise de regressão linear para identificar os determinantes do risco país — medido através do *spread* de um título soberano ou do *spread* de um índice de títulos soberanos, como o Emerging Market Bond Index (Embi), produzido pelo banco JP Morgan. Tal abordagem é também utilizada por Westphalen (2001), Oya (2001) e Mauro, Sussman e Yafeh (2000), entre outros. Nesses trabalhos, as variáveis explicativas do risco país dividem-se geralmente em três subconjuntos: variáveis de solvência e liquidez do país (razão dívida/PIB, razão serviço da dívida externa/exportações, razão serviço da dívida externa/PIB, reservas internacionais), variáveis de desempenho macroeconômico (crescimento do PIB, inflação, termos de troca) e variáveis de condições de oferta do mercado financeiro internacional (*proxies* para o grau de aversão ao risco).

Westphalen (2001) obtém um baixo  $R^2$  ao regredir o *spread* de cada país nas respectivas variáveis de desempenho macroeconômico. Procura, então, verificar se há um componente comum nos resíduos. O primeiro componente principal dos resíduos consegue “explicar” mais da metade da variância. Conclui, então, que o  $R^2$  baixo é decorrência de um componente sistemático associado ao mercado de títulos soberanos, não com ruídos idiossincráticos. Mauro, Sussman e Yafeh (2000) corroboram a existência de um fator sistemático, ao compararem a globalização moderna (a década de 1990) com o período anterior de globalização que antecedeu a Primeira Guerra Mundial, concluindo que os co-movimentos dos *spreads* são maiores hoje do que há um século. Neste trabalho, por estarmos preocupados com os determinantes do risco Brasil, usaremos variáveis que servirão de *proxy* para o estado do mercado financeiro internacional. Esta também é a metodologia utilizada por Oya (2001) para um conjunto de países.

Rocha, Moreira e Magalhães (2002) lançam mão de uma metodologia alternativa para estudar os determinantes do risco país. Tal metodologia permite melhor captar a relação não-linear entre a variável dependente e o seu determinante. Infelizmente, tal modelo só permite considerar uma variável por vez. A conclusão é de que a razão dívida externa líquida/PIB comercializável é a variável que melhor

---

2. Sobre a existência desse diferencial de taxas de juros, chamado risco país e existente principalmente em economias emergentes, ver Branson (1969), Frankel e Levich (1977), Dooley e Isaard (1980), Frankel (1992) e Kumhof (2000). Sobre a relação entre risco cambial e risco país, ver Domowitz, Madhavan e Glen (1998), Sturzenegger e Powell (2000).

explica a variância do *spread*. Como veremos, nossos resultados serão coerentes com os encontrados por esses autores.

O artigo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 analisa teoricamente a definição de risco país e risco cambial, como medir esses riscos e suas implicações na formação e determinação da taxa de juros doméstica. A Seção 3 apresenta diversas formas de se medir empiricamente o risco país, utilizando vários instrumentos financeiros, como *swaps* e títulos públicos emitidos em ou indexados ao dólar. A Seção 3 apresenta também uma medição do risco cambial para o período anterior à desvalorização cambial, feita através do filtro de Kalman, com base em Garcia e Olivares Leandro (2000). A Seção 4 analisa empiricamente os efeitos da existência dos riscos cambial e país na determinação da taxa de juros doméstica, assim como os possíveis determinantes desses riscos. A Seção 5 resume os resultados e apresenta as conclusões deles derivadas.

## 2 RISCO PAÍS E RISCO CAMBIAL: O QUE SÃO?

### 2.1 O risco país (*country risk*)

Hoje, os países desenvolvidos são considerados financeiramente integrados. A integração financeira, entretanto, só foi obtida nas últimas décadas, conforme analisado em Frankel (1991). Mesmo as economias centrais tinham severas restrições aos fluxos internacionais de capitais — ou até internos, dentro de suas próprias fronteiras, como ocorria nos Estados Unidos — ainda no início da década de 1970.

Para os mercados emergentes, as restrições aos fluxos internacionais de capitais só começaram a ser retiradas no início da década de 1990. Entretanto, apesar da crescente integração financeira, não se pode dizer que haja entre esses países uma perfeita mobilidade de capitais, como veremos a seguir.

Dentre as diversas medidas possíveis da perfeita mobilidade de capitais, Frankel (1991) conclui que a mais adequada é a paridade coberta das taxas de juros, na qual “[...] fluxos de capitais equalizam as taxas de juros entre os países quando denominadas em uma mesma moeda”. O diferencial da paridade coberta (DPC) das taxas de juros é comumente conhecido como risco país, pois afeta os rendimentos de todos os ativos financeiros emitidos em um determinado país. Os países desenvolvidos não têm risco país, ou seja, o DPC entre eles é nulo. Isso significa que se uma grande multinacional quisesse captar um empréstimo em dólares, a taxa de juros seria a mesma quer a empresa fizesse a emissão na Inglaterra ou nos Estados Unidos. Caso, entretanto, a emissão fosse feita em um mercado emergente (sem aval externo), a taxa de juros (em dólares) seria maior. Tal diferença é uma medida do risco país.

Por contaminar todos os ativos financeiros emitidos em um dado país, o risco país não é passível de *hedge*, ou seja, não pode ser eliminado com a diversificação dos investimentos entre ativos desse país. Por ser um risco sistêmico, o risco país aumenta o rendimento requerido dos ativos do país ou, equivalentemente, reduz o preço dos ativos do país em relação a ativos idênticos emitidos nos países desenvolvidos.

O diferencial (ou desvio) da paridade coberta das taxas de juros<sup>3</sup> é a melhor medida para a falta de perfeita mobilidade de capitais “[...] porque capta todas as barreiras à integração dos mercados financeiros através das fronteiras nacionais: custos de transação,<sup>4</sup> custos de informação, controle de capitais, leis sobre tributação que discriminam por país de residência, risco de moratória e risco de futuros controles cambiais” [Frankel (1991)].

Portanto, o risco país é um reflexo da situação econômica e financeira de um país, refletindo também a estabilidade política e o desempenho histórico no cumprimento de suas obrigações financeiras.

## 2.2 O risco cambial (*currency risk*)

A aversão ao risco, característica dos investidores em mercados financeiros, faz com que o preço de determinados ativos financeiros frequentemente se afaste das expectativas relevantes. Por exemplo, ninguém aceitaria apostar sua casa em um cara-ou-coroa, muito embora o valor esperado do resultado da aposta seja igual ao valor da casa. Para aceitar apostar sua casa em um cara-ou-coroa, um indivíduo avesso ao risco iria requerer alguma vantagem relevante que elevasse o valor esperado do resultado para (muito) além do valor da casa apostada.

Assim como o investidor avesso ao risco requer alguma vantagem para apostar, investidores em mercados futuros de câmbio requerem também algo mais além da expectativa de desvalorização cambial para vender a moeda forte no futuro. Quer dizer, há um risco cambial que cria uma cunha entre o preço esperado da moeda forte (tipicamente o dólar dos Estados Unidos) no futuro e o preço dos mercados futuros de câmbio.

Infelizmente, ao contrário do que ocorre com o risco país, o risco cambial não é passível de uma medição direta através dos retornos de ativos financeiros. A impossibilidade da medição direta advém da impossibilidade de se observar a desvalorização esperada. No exemplo da aposta da casa, o risco seria medido pela vantagem exigida pelo apostador, mas isso só é mensurável porque se conhece o valor da casa. Ao contrário do exemplo, a expectativa de desvalorização (que é o

---

3. Definiremos formalmente mais à frente a paridade coberta das taxas de juros.

4. Para uma análise desse “prêmio de transação”, ver Aliber (1973).

análogo ao valor da casa) não é conhecida. Este trabalho usará o filtro de Kalman para estimar o risco cambial.

### 2.3 Os métodos para medir os riscos país e cambial

Utilizaremos diversos instrumentos financeiros, sobretudo os derivativos,<sup>5</sup> para medir os riscos país e cambial. Através do mercado de contratos futuros de dólar negociados na BM&F, é possível inferir o risco país por meio do conceito de arbitragem financeira. Os contratos futuros de dólar<sup>6</sup> são contratos celebrados entre dois agentes, nos quais o comprador se obriga a comprar do vendedor uma determinada quantidade de dólares, em uma determinada data, a um preço acertado na data presente. Por sua vez, o vendedor obriga-se a vender na data futura os dólares ao preço previamente combinado.<sup>7</sup> Assim, se na data de vencimento do contrato futuro o dólar “pronto” (à vista) valer mais do que o preço acertado, ganha o comprador (pois comprou por um preço menor do que o preço que efetivamente vigorou), e perde o vendedor.

Sob perfeita mobilidade de capitais, o mercado futuro de dólar permite a realização de operações de arbitragem entre os juros doméstico e internacional. Usaremos tal operação de arbitragem para dela extrair uma das medidas de risco Brasil.

Para a teoria de finanças, uma operação de arbitragem é uma operação financeira na qual não se investe qualquer capital inicial e se realiza um ganho certo sem correr risco. Na prática, o conceito de arbitragem é usado para descrever operações que envolvem pouco risco, como comprar (barato) em um mercado e revender (mais caro) em outro mercado de ativos muito semelhantes. Assim, a descrição da operação de arbitragem exige a análise de dois casos: o primeiro, quando o dólar futuro está caro; e o segundo, quando este está barato. Como se pode ver a seguir, estaremos mais interessados no segundo caso, que é o que dá origem a um risco Brasil positivo.

1º Caso — o dólar futuro está caro

1.a) compra-se US\$ 1 no mercado à vista, pagando-se R\$  $s$  ( $s$  é o preço do dólar “pronto”);

---

5. Utilizamos aqui a denominação consagrada no Brasil, embora notando que o termo correto, aliás empregado em Portugal, é derivado financeiro, e não derivativo financeiro. Trata-se, mais uma vez, de uma tradução infeliz realizada por pessoas pouco afeitas ao idioma de Camões.

6. Esta subseção está fortemente fundamentada em Garcia (1997).

7. Essa descrição não é completa, pois estamos omitindo importantes detalhes operacionais, como as garantias exigidas pela BM&F e os ajustes diários de margem. Incorporar tais detalhes à análise, entretanto, nos levaria a torná-la ainda mais complexa sem trazer contribuições relevantes para o tópico em tela.

1.*b*) para financiar a compra do US\$ 1 toma-se um empréstimo de R\$  $s$  no mercado doméstico à taxa  $i$ , ou seja, na data de vencimento do empréstimo será pago R\$  $s.(1 + i)$ ;

1.*c*) aplica-se o US\$ 1 comprado no mercado internacional à taxa  $i^*$ , ou seja, na data de vencimento da aplicação se receberá US\$  $(1 + i^*)$ ; e

1.*d*) vende-se no mercado futuro de US\$ ao preço  $f$  a quantia que se sabe será recebida pelo investimento no mercado internacional, qual seja, US\$  $(1 + i^*)$ , isto é, se receberá pela venda dos US\$ no mercado futuro R\$  $f.(1 + i^*)$ .

As operações (1.*a*) a (1.*d*) geram um resultado de R\$  $[f.(1 + i^*) - s.(1 + i)]$  na data de vencimento do contrato futuro, sem a necessidade de se investir qualquer capital inicial. Como não existe risco nessa operação, pois hoje todos os preços são conhecidos, diz-se que haverá uma oportunidade de arbitragem se esse resultado for positivo. Se isso ocorrer, pode-se ganhar dinheiro seguindo-se os passos (1.*a*) a (1.*d*) sem correr risco e sem investir qualquer capital inicial.

Passamos agora à arbitragem simétrica, que ocorre quando o dólar futuro está barato em relação ao dólar “pronto”.

2º Caso — o dólar futuro está barato

2.*a*) vende-se US\$ 1 no mercado à vista, recebendo-se R\$  $s$  ( $s$  é o preço do dólar “pronto”);

2.*b*) para se obter o US\$ 1 vendido no item (2.*a*) toma-se um empréstimo de US\$ 1 no mercado internacional à taxa  $i^*$ , ou seja, na data de vencimento do empréstimo será pago US\$  $(1 + i^*)$ ;

2.*c*) aplica-se o R\$  $s$  obtido no item (2.*a*) no mercado doméstico à taxa  $i$ , ou seja, na data de vencimento da aplicação se receberá R\$  $s.(1 + i)$ ; e

2.*d*) compra-se no mercado futuro de US\$ ao preço  $f$  a quantia que se sabe deverá ser paga ao credor internacional, qual seja, US\$  $(1 + i^*)$ , isto é, será pago pela compra dos US\$ no mercado futuro R\$  $f.(1 + i^*)$ .

As operações (2.*a*) a (2.*d*) geram um resultado de R\$  $[s.(1 + i) - f.(1 + i^*)]$  na data de vencimento do contrato futuro, sem a necessidade de se investir qualquer capital inicial. Como não há risco nessa operação, pois todos os preços são conhecidos atualmente, diz-se que haverá uma oportunidade de arbitragem se esse resultado for positivo. Se isso ocorrer, pode-se ganhar dinheiro seguindo-se os passos (2.*a*) a (2.*d*) sem correr risco e sem investir qualquer capital inicial. Note-se que a ocorrência de uma oportunidade de arbitragem em qualquer desses dois casos elimina a do outro caso, ou seja, os casos 1 e 2 são mutuamente exclusivos.

Como se acredita que os mercados financeiros estejam atentos a todas as oportunidades de arbitragem, não se espera que nenhum dos casos da oportunidade de arbitragem descrita ocorra além de um período muito curto. Assim, a ação dos arbitradores no mercado financeiro levaria à inexistência das oportunidades de arbitragem 1 e 2, já descritas. Isso só seria possível se o preço futuro fosse tal que:

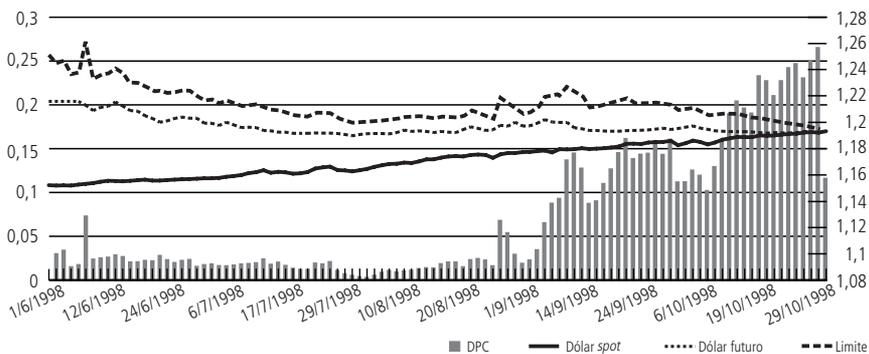
$$R\$ [f \cdot (1 + i^*) - s \cdot (1 + i)] = R\$ [s \cdot (1 + i) - f \cdot (1 + i^*)] = R\$ 0$$

ou seja:

$$f = \frac{s \cdot (1 + i)}{(1 + i^*)} \quad (1)$$

Entretanto, na prática, o dólar futuro está sempre abaixo do valor  $f$  da equação (1), como mostra o Gráfico 2. A principal razão tem a ver com o risco país. Para entendermos isso, é necessário relembrar alguns conceitos de finanças internacionais. Quando o dólar futuro se situa abaixo do limite  $f$  estabelecido pela equação (1), há uma oportunidade de arbitragem, como a descrita no 2º caso (quando o dólar futuro está barato). Quer dizer, o investidor estrangeiro poderia recorrer a um empréstimo nos Estados Unidos, transferir tais recursos para o Brasil e, aplicando-os em renda fixa, simultaneamente cobrir-se contra a desvalorização cambial (*hedgear-se*) no mercado futuro de câmbio, e ainda assim teria um ganho líquido após o repagamento do empréstimo no exterior. Em tese, o inves-

GRÁFICO 2  
DPC DE JUROS



tidor estrangeiro iria auferir um ganho positivo com uma aplicação nula de recursos sem correr risco, isto é, teria um ganho de arbitragem.

Quando tal ganho de arbitragem é nulo, vale a condição de paridade coberta das taxas de juros. Quer dizer, a paridade coberta das taxas de juros nada mais é do que a equação (1). Entretanto, o Gráfico 2 mostra que, no Brasil, há a violação dessa condição, havendo um DPC das taxas de juros, anteriormente descrito como sendo uma medida para o risco país. A seguir, usaremos uma extensão da condição de paridade coberta das taxas de juros para decompor a taxa doméstica de juros.

#### 2.4 Decomposição da taxa doméstica de juros<sup>8</sup>

Para mercados emergentes como o Brasil, a taxa doméstica de juros pode ser assim representada, de acordo com a definição de paridade coberta da taxa de juros acrescida do risco país:<sup>9</sup>

$$i = i^* + (f - s) + rp \quad (2)$$

onde, seguindo a notação anteriormente utilizada,  $i$  é a taxa de juros doméstica;  $i^*$ , a taxa de juros externa;  $f$ , o (logaritmo de) valor futuro do dólar;  $s$ , o (logaritmo de) valor do dólar hoje; e  $rp$ , o risco país.

O segundo termo da decomposição feita anteriormente é chamado de *forward premium* (FP), sendo observável através do mercado futuro. O FP pode ser decomposto da seguinte forma:

$$(f - s) = E_t(s_T - s_t) + rc \quad (3)$$

O primeiro termo do lado direito,  $E_t(s_T - s_t)$ , corresponde à depreciação esperada hoje, isto é, a diferença entre o valor do (logaritmo do) dólar à vista hoje,  $t$ , e o valor do (logaritmo do) dólar à vista no final do período em questão,  $T$ . O segundo termo,  $rc$ , corresponde ao prêmio de risco cambial envolvido, que seria a cunha entre o preço do dólar futuro e a expectativa do dólar pronto no vencimento, sendo o primeiro geralmente maior do que o segundo. Em períodos de maior incerteza, tal cunha aumenta, diminuindo em períodos menos turbulentos.

8. Esta subseção está fortemente fundamentada em Garcia e Olivares Leandro (2000).

9. Usa-se aqui o regime de capitalização contínua. Isso se faz necessário para garantir que as partes somem o todo, pois só nos regimes de capitalização contínua e simples as taxas equivalentes são proporcionais, ou seja, 1% a.m. corresponde a 12% a.a., por exemplo.

O problema é que o prêmio de risco cambial não é diretamente mensurável, pois não há um registro direto das expectativas. Tal impossibilidade de medição direta deve-se ao fato de que expectativas estão dentro da cabeça dos operadores do mercado financeiro, não havendo registro direto delas. O que se registra são os preços futuros do dólar, mas o dólar futuro é algo distinto, geralmente maior, da expectativa do dólar no futuro.

Assim, para países com câmbio flutuante, pode-se escrever a taxa de juros interna da seguinte forma:

$$i = i^* + E_t(s_T - s_t) + rc + rp \quad (4)$$

A partir da equação (2) depreende-se que, sendo o *forward premium* ( $f-s$ ) observável, e tendo-se disponíveis os valores para  $i$  e  $i^*$ , é possível, por diferença, medir-se o risco país, ou seja:

$$rp = i - i^* - (f-s)$$

Outra forma de se obter valores para o risco país, também por diferença, seria através do cupom cambial, que é a taxa de rendimento, em moeda estrangeira, obtida para um investimento no Brasil em um título indexado ao dólar.<sup>10</sup> Pode-se decompor o rendimento deste cupom ( $cc$ ) em:

$$cc = i^* + rp \quad (5)$$

Na Seção 3, usaremos os instrumentos financeiros, inclusive os derivativos, disponíveis para negociação nos mercados financeiros doméstico e internacional para medir os componentes do lado direito da equação (4) e proceder à decomposição da taxa doméstica de juros.

### 3 A MENSURAÇÃO DOS RISCOS CAMBIAL E PAÍS

Nesta seção, geramos as medidas do risco país e as estimativas do risco cambial para decompor a taxa doméstica de juros na próxima seção.

#### 3.1 Risco Brasil

Foi feita uma análise para o caso brasileiro do risco país, calculado de diversas formas, para o período de janeiro de 1995 a junho de 2001. As diferentes medidas

10. Essa taxa também é negociada na BM&F, tanto através de futuros (DDI) quanto por meio de *swaps* (Dol x Pré). Ver a descrição de contratos da BM&F no site [www.bmf.com.br](http://www.bmf.com.br). Para que a equação (5) seja válida, é necessário que a taxa negociada na BM&F seja convertida para a capitalização contínua.

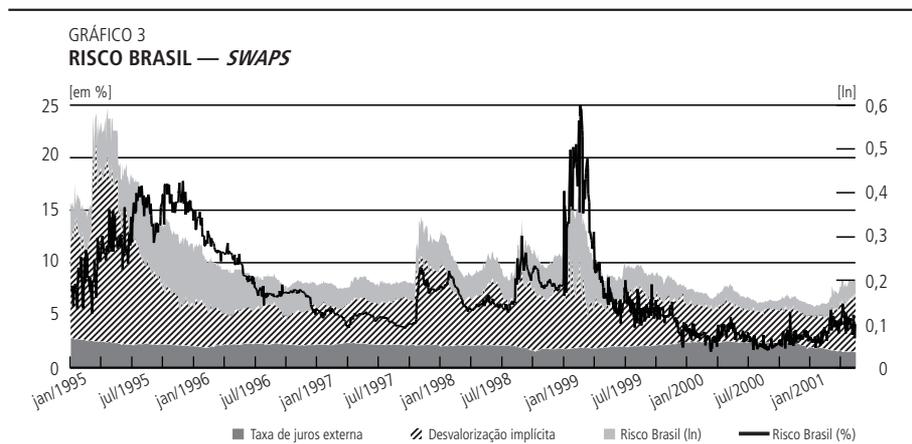
do risco Brasil advêm da utilização de vários instrumentos financeiros, inclusive os derivativos, para a medição. De acordo com o instrumento financeiro utilizado, obteve-se uma medida de risco país diferente. Passa-se, agora, à descrição das diversas medidas obtidas com os diferentes instrumentos financeiros.

### 3.1.1 Swaps

Uma primeira forma de medir o diferencial coberto da taxa de juros para o Brasil foi através de dados específicos do mercado de renda fixa brasileiro e que tentam capturar da melhor forma possível as variáveis envolvidas nesse cálculo. Foram utilizados contratos de *swaps* DI x Dol e DI x Pré. Esses contratos são uma troca de risco, sem que seja necessária a transferência de principal. Na liquidação dos contratos, apura-se a diferença de rentabilidade entre as duas pontas da operação. São, na verdade, contratos a termo, que muito se assemelham aos contratos futuros. A abordagem baseia-se, portanto, nas condições de arbitragem anteriormente descritas para os contratos futuros (Subseção 2.3).

No cálculo, foram usados *swaps* de um ano, isto é, envolvendo expectativas de desvalorização cambial, taxas de juros interna e externa para o período de um ano à frente.<sup>11</sup> Procedeu-se assim para evitar uma excessiva influência que a expectativa de eventos em um futuro próximo causa sobre taxas de curto prazo.<sup>12</sup>

O resultado pode ser visto no Gráfico 3, em que as séries em área nos mostram o comportamento de cada componente (eixo esquerdo) e a série em linha (eixo direito), o valor do risco Brasil. A soma das séries de área totaliza a taxa de juros doméstica para 360 dias, medida pelos *swaps* DI x Pré.



11. Uma descrição mais detalhada dos dados encontra-se no Apêndice A.

12. Para uma comparação do risco Brasil entre curto e médio prazos, ver Apêndice B.

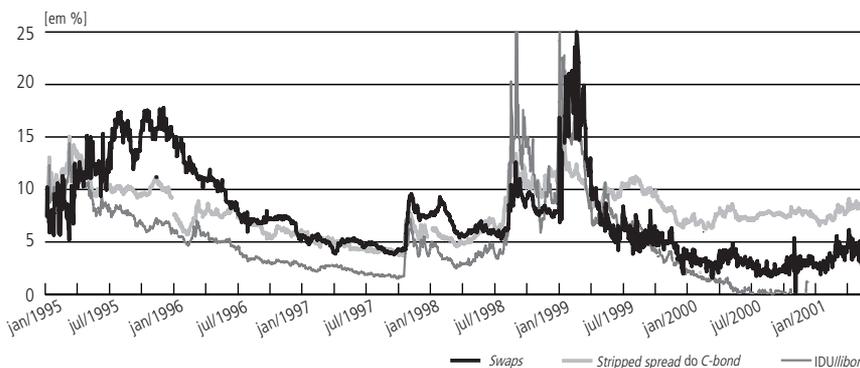
### 3.1.2 Títulos externos

Outra forma de medir o risco Brasil é através de títulos públicos emitidos e negociados no exterior, cujos rendimentos são dados em dólares. Portanto, a medida de risco Brasil seria dada retirando-se do rendimento no mercado secundário (*secondary market yield*) desses títulos o rendimento de um título considerado de risco zero, como um bônus do Tesouro norte-americano, de mesma maturidade.

O *C-bond* e o *interest due and unpaid* (IDU) são os dois títulos considerados para essa análise. Os IDUs são títulos soberanos emitidos em 20 de novembro de 1992 (US\$ 7,1 bilhões) e com vencimento ocorrido em 1 de janeiro de 2001, sob os termos do acordo de refinanciamento Brady. Já os *C-bonds* — Brazil Capitalization Bond (C) —, também são títulos soberanos e foram emitidos em 15 de abril de 1994 (US\$ 7,4 bilhões) e têm maturidade mais longa, vencendo em 15 de abril de 2014. Inicialmente, o IDU era o mais líquido título brasileiro negociado no exterior. Entretanto, foi perdendo liquidez e, perto de seu vencimento, o *C-bond* tornou-se o título mais líquido de todos os *brady bonds*, constituindo-se no principal título da dívida externa brasileiro. O Gráfico 4 mostra todas as medidas de risco Brasil juntas, para uma análise comparativa.

Como se pode depreender do Gráfico 4, as diversas medidas de risco Brasil movem-se em conjunto. Todas as medidas vinham caindo após a crise do México (dezembro de 1994) até a eclosão da crise asiática em outubro de 1997. A partir daí elas reiniciam uma tendência de queda, embora em patamar mais elevado do que antes da crise asiática, até a crise russa e o colapso do *hedge fund* Long Term Capital Management (LTCM) em agosto de 1998. Elevam-se enormemente na crise russa e voltam a cair, embora para um patamar ainda mais elevado, até a desvalorização, em janeiro de 1999. Com a desvalorização, as medidas de risco Brasil voltam a explodir, tendo decrescido paulatinamente desde o segundo trimes-

GRÁFICO 4  
RISCO BRASIL — TÍTULOS EXTERNOS



tre de 1999 (Tabela 1). Em suma, as medidas de risco Brasil apresentam uma alta correlação, respondendo fortemente às crises locais e internacionais.

Não obstante apresentarem alta correlação, as diferentes medidas do risco Brasil guardam diferenças não-desprezíveis. Algumas das razões pelas quais tais

TABELA 1  
ESTATÍSTICAS DAS DIFERENTES MEDIDAS DE RISCO BRASIL

	RB- <i>C-bond</i>	RB-IDU	IDU- <i>C-bond</i>
Correlação			
Períodos sem crises			
Pré-crisis (até outubro de 1997)	0,70235	0,64840	0,96563
Taxa de câmbio flutuante (desde junho de 1999)	0,76010	0,85229	0,79566
Períodos com crises			
Taxa de câmbio controlada (até dezembro de 1998)	0,63865	0,49838	0,90309
Taxa de câmbio flutuante (desde janeiro de 1999)	0,76864	0,86569	0,88780
Crisis (taxa de câmbio controlada), de setembro de 1997 até dezembro de 1998	0,67948	0,75570	0,91039
	<i>Swaps</i>	<i>C-bond</i>	IDU
Médias			
Períodos sem crises			
Pré-crisis (até outubro de 1997)	0,09047	0,07455	0,05077
Taxa de câmbio flutuante (desde junho de 1999)	0,03736	0,08001	0,02328
Períodos com crises			
Taxa de câmbio controlada (até dezembro de 1998)	0,08564	0,07484	0,05512
Taxa de câmbio flutuante (desde janeiro de 1999)	0,05302	0,08421	0,04342
Crisis (taxa de câmbio controlada), de setembro de 1997 até dezembro de 1998	0,07166	0,07320	0,06279
Volatilidades (desvio-padrão)			
Períodos sem crises			
Pré-crisis (até outubro de 1997)	0,04061	0,02637	0,02903
Taxa de câmbio flutuante (desde junho de 1999)	0,01387	0,01148	0,02545
Períodos com crises			
Taxa de câmbio controlada (até dezembro de 1998)	0,03581	0,02601	0,03516
Taxa de câmbio flutuante (desde janeiro de 1999)	0,04408	0,01576	0,05183
Crisis (taxa de câmbio controlada), de setembro de 1997 até dezembro de 1998	0,01562	0,02574	0,04507

medidas diferem entre si são a existência de riscos diferenciados entre os instrumentos financeiros, a existência de tratamento tributário diferenciado e o fato de os instrumentos financeiros serem de prazos distintos.

A outra razão que explica a diferença entre a medida que usa o instrumento de renda fixa doméstico (*swaps*) e as demais (*stripped spread* do *C-bond* e *IDU/libor*) é o fato de a taxa de juros doméstica estar, no curto prazo, sob o controle do Banco Central do Brasil. Já as demais medidas refletem tão-somente as expectativas dos agentes, tais como expressas pelos retornos dos mercados secundários. Por exemplo, o Banco Central do Brasil, por vezes, pode fixar a taxa de juros doméstica em um nível mais alto do que iria requerer a percepção de risco dos investidores internacionais para que esses mantivessem seus recursos aplicados em papéis domésticos no Brasil. Nesses casos, que aconteceram de meados de 1995 até a crise asiática e no primeiro quadrimestre de 1998, ocorreu um maciço ingresso de capitais, com a respectiva acumulação de reservas internacionais (o que parecia ser o objetivo de política do Banco Central do Brasil à época).

Quer dizer, de certa forma, o risco Brasil, através dos juros domésticos (*swaps*), mede quanto os ativos de renda fixa domésticos “oferecem” de retorno para a cobertura dele. Já o risco Brasil mensurado através dos retornos dos títulos da dívida externa (*stripped spread* do *C-bond* e *IDU/libor*) mede qual o retorno “requerido” pelos investidores para cobri-lo. Quando aquele foi maior do que estes, ocorreu entrada de capitais externos. Quando foi menor, ocorreu a saída de capitais.

Tal situação, entretanto, parece ter mudado recentemente. Como o Gráfico 4 mostra, a série *swaps* tem se situado sistematicamente abaixo da série *stripped spread* do *C-bond* sem que isso tenha ocasionado uma depreciação cambial.<sup>13</sup> Provavelmente, essa nova dinâmica está associada à maior entrada de investimentos diretos no país, os quais são muito menos sensíveis às taxas de juros do que os capitais de curto prazo que entraram (e saíram) até a desvalorização. Passaremos agora a analisar a estimação do risco cambial.

### 3.2 Risco cambial

Como já citamos, o risco cambial, ao contrário do risco país, não pode ser medido a partir de retornos de instrumentos financeiros. Por isso, o risco cambial é dito ser não-observável. Para estudá-lo é necessário estimá-lo ou utilizar uma técnica estatística para inferir sua maior ou menor importância.

Em um artigo clássico, Fama (1984) derivou e testou um modelo para a medição conjunta da variação do prêmio de risco e do componente esperado das

13. Para o período próximo a 1/1/2001, o IDU torna-se menos relevante por estar muito próximo de seu vencimento.

taxas a termo. Utilizando dados para nove das moedas internacionalmente mais negociadas entre agosto de 1973 e dezembro de 1982, ele encontrou evidências de que ambos os componentes das taxas a termo variam ao longo do tempo. As duas principais conclusões do trabalho de Fama foram as seguintes:

a) o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado a termo são negativamente correlacionados; e

b) a maior parte da variação nas cotações a termo deve-se a variações no prêmio de risco.

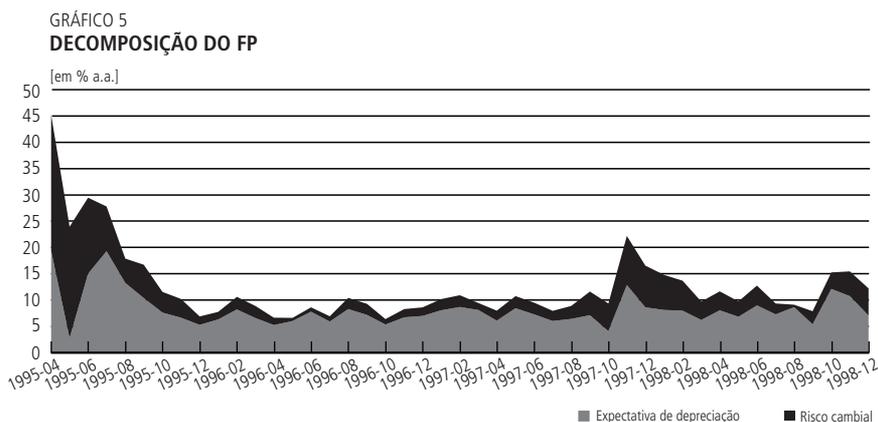
Garcia e Olivares Leandro (2000) analisaram a validade dessas conclusões “fundamentais” de Fama para o Brasil, utilizando dados do mercado futuro de dólar da BM&F de abril de 1995 a dezembro de 1998, período no qual se praticou um regime de câmbio controlado. A primeira conclusão de Fama — a de que a taxa de depreciação esperada teria correlação negativa com o prêmio de risco — foi refutada, com as estimativas indicando uma correlação positiva entre eles. Já a segunda conclusão de Fama — a de que a maior parte da variação nos preços futuros deve-se a variações no prêmio de risco — foi corroborada pelas estimativas pontuais, embora não tenha sido possível rejeitar a hipótese de que a variância do prêmio de risco tenha sido igual à variância da taxa de depreciação esperada. Isso quer dizer que o instrumental de Fama (1984) corroborou a importância do risco cambial na determinação dos preços do dólar futuro e, conseqüentemente, nas taxas de juros.

A mesma análise foi feita utilizando outra base de dados, a informação diária dos *swaps* de câmbio de um mês negociados na BM&F, como indicação de taxa de depreciação projetada pelo mercado. Os dados disponíveis compreenderam o período de 10 de dezembro de 1997 a 10 de novembro de 1999. Os resultados mostram que antes da mudança de regime cambial, em janeiro de 1999, as estimativas do coeficiente angular da regressão de Fama eram quase sempre negativas, porém próximas de zero, aumentando drasticamente quando se inclui o período conturbado de janeiro a fevereiro de 1999, para depois descer e oscilar ao redor do valor um. A mudança de patamar pode ser explicada pela mudança de regime. Quer dizer, o Brasil trocou o regime de *crawling-peg*, em que a variância do prêmio de risco seria tão ou mais importante que a variância da taxa de depreciação esperada, por um regime de flutuação cambial, no qual a variância da taxa de depreciação esperada tem uma importância maior do que a variância do prêmio de risco.

Garcia e Olivares Leandro (2000) vão além da medição indireta proporcionada pelo instrumental de Fama e utilizam uma técnica econométrica destinada a estimar uma variável não-observável — o filtro de Kalman — para determinar o

valor aproximado do risco cambial e da depreciação esperada (os dois, somados, igualam o FP) [ver Wolff (1987) e Cheung (1993)].<sup>14</sup>

Os resultados da estimação do risco cambial obtidos por Garcia e Olivares Leandro (2000) podem ser observados no Gráfico 5. Tendo estimado o risco cambial, a depreciação esperada é obtida por diferença em relação ao FP. O gráfico mostra essa decomposição do FP, a qual nos servirá para decompor a taxa doméstica de juros, o que será feito na próxima seção.



## 4 A ANÁLISE DA TAXA DOMÉSTICA DE JUROS

### 4.1 A decomposição da taxa doméstica de juros

A partir dos resultados de Garcia e Olivares Leandro (2000) reproduzidos na seção anterior, é possível decompor a taxa doméstica de juros. Segundo o que se viu — ver equação (4) —, a taxa de juros doméstica pode ser representada como a soma dos seguintes componentes:<sup>15</sup>

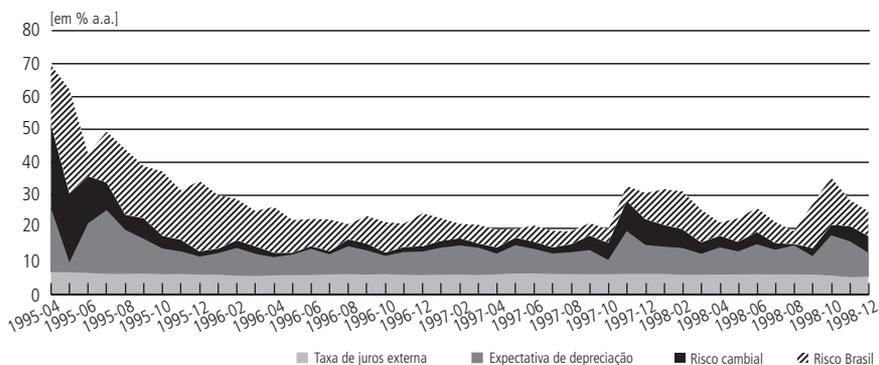
- a taxa de juros internacional;
- a depreciação cambial esperada;
- o risco cambial; e
- o risco Brasil.

O Gráfico 6 mostra essa decomposição. Para melhor analisar o comportamento conjunto das diversas séries, é interessante também analisar as correlações

14. O filtro de Kalman é um algoritmo para atualizar seqüencialmente projeções lineares em um determinado sistema [ver Hamilton (1994)].

15. Vale relembrar que se adotou o regime de capitalização contínua para poder se expressar a taxa de juros doméstica como a soma de suas componentes.

GRÁFICO 6  
DECOMPOSIÇÃO DA TAXA DE JUROS DOMÉSTICA



entre as nossas estimativas do prêmio de risco, da taxa de depreciação esperada e do diferencial de paridade. A Tabela 2 mostra as correlações entre as variáveis. Observe-se que há uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada, o que é consistente com os resultados de Garcia e Olivares Leandro (2000) utilizando a metodologia de Fama.<sup>16</sup> Por outro lado, o diferencial de paridade apresenta uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada. Isso iria mostrar que alguns dos fatores explicando o prêmio de risco poderiam ser comuns aos que explicam o diferencial de paridade.

Em resumo, utilizando a estimativa do prêmio de risco obtida através do filtro de Kalman foi possível estimar a taxa de depreciação esperada. Garcia e Olivares Leandro (2000) calcularam, então, o DPC das taxas de juros ou risco Brasil. Confirmou-se não só que a paridade coberta da taxa de juros não se verifica no caso brasileiro, mas também que o DPC constitui parte muito importante da taxa de juros doméstica. As correlações entre tais estimativas mostraram a existência de uma correlação positiva entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação espe-

TABELA 2  
CORRELAÇÕES ENTRE AS SÉRIES ESTIMADAS — 1995:04-1998:12

	Expectativa de desvalorização	Risco cambial	Risco Brasil
Expectativa de desvalorização	1,000	0,505	0,066
Risco cambial		1,000	0,499
Risco Brasil			1,000

16. Lembre-se que o chamado *forward premium puzzle* (inclinação negativa na equação de Fama) implicava a existência de uma correlação negativa entre o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada, mas Garcia e Olivares Leandro (2000) não encontraram um coeficiente negativo para o Brasil.

rada. A estimativa do DPC da taxa de juros mostrou uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada, o que é um indicador de que ambas as variáveis seriam, em grande medida, explicadas pelos mesmos fatores macroeconômicos. Na Subseção 4.2 são apresentadas algumas tentativas preliminares de se identificar quais seriam alguns dos fatores macroeconômicos por trás do risco Brasil.<sup>17</sup>

#### 4.2 Os determinantes dos riscos Brasil e cambial

Nesta subseção será feita uma análise visando classificar os determinantes dos riscos Brasil e cambial. A idéia é decompor os dois riscos em seus componentes elementares, para entender o comportamento dos dois. Pode-se dizer que o prêmio de risco cambial deve-se ao fato de este ser um risco sistêmico (dentro do próprio país) associado à não-possibilidade de diversificação no que se refere à taxa de câmbio. Esse risco está associado, assim como o risco Brasil, aos fundamentos macroeconômicos domésticos e aos choques externos.

A questão interessante para a política econômica é saber quais são os fundamentos mais importantes que afetam ambos os riscos, pois são justamente esses que devem ser atacados para permitir uma queda mais efetiva da taxa de juros. Por exemplo, se os riscos Brasil e cambial estiverem essencialmente determinados pelos fundamentos fiscais, é a melhora da posição fiscal que poderá baixar os juros. Mas, se grande parte dos riscos cambial e Brasil estiver determinada por dúvidas quanto à convertibilidade do real, ou seja, quanto à viabilidade do nosso balanço de pagamentos, então não será só a melhora da postura fiscal que conseguirá reduzir significativamente os juros.<sup>18</sup> Passamos agora ao estudo desses determinantes, utilizando derivativos financeiros negociados nos mercados internacionais.

Um dos principais determinantes do risco Brasil é o chamado risco de convertibilidade, isto é, o risco associado à possibilidade de, detendo-se os reais, convertê-los livremente em divisas estrangeiras. Esse risco engloba a possibilidade de controles de capitais que impeçam a transferência internacional de recursos, mas exclui o risco de uma moratória (que está incluído no risco país).

Para se medir o risco de convertibilidade, foram utilizados dados de desvalorização implícita em contratos a termo de real negociados em Nova York — *non-deliverable forwards* (NDF) de reais. Desses, foi retirada a depreciação implícita

---

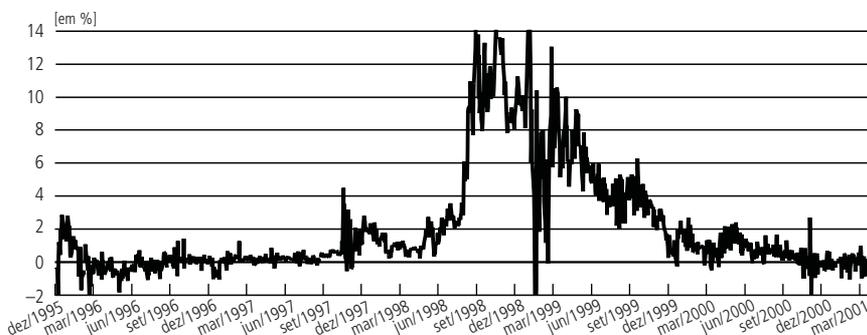
17. O objetivo é estabelecer não só os determinantes do risco Brasil, como também os do risco cambial. Entretanto, uma vez que ainda não obtivemos estimativas do risco cambial para o período pós-desvalorização que julgássemos confiáveis, restringimos essa subseção aos determinantes do risco Brasil.

18. Sugere-se aqui uma dicotomia análoga à discutida por Keynes e Ohlin na famosa polêmica sobre a questão da transferência [Keynes (1929) e Ohlin (1929)].

medida pelos *swaps*, tal como foi feito para calcular o DPC da taxa de juros. Dessa forma, a diferença entre essas depreciações implícitas é uma *proxy* para o chamado risco de convertibilidade.<sup>19</sup>

Em outras palavras, em Nova York negocia-se um contrato (o NDF de reais)<sup>20</sup> que é essencialmente equivalente ao *swap* cambial negociado na BM&F em São Paulo, exceto pelo fato de o contrato negociado em Nova York ser liquidado em dólares e o negociado em São Paulo ser liquidado em reais. Por exemplo, um investidor que tenha apostado na desvalorização do real em janeiro de 1999 teria ganhado muito dinheiro, só que o seu ganho seria pago em dólares em Nova York e em reais no Brasil. Sob liberdade cambial, ambos os ganhos se equivaleriam, pois seria possível adquirir dólares com os reais equivalentes. Porém, caso uma restrição de envio de dólares ao exterior tivesse sido imposta após a desvalorização, os dois recebimentos não seriam iguais. O investidor que tivesse operado em São Paulo ficaria com os reais (nominalmente) equivalentes aos dólares, mas não poderia obter os dólares.<sup>21</sup> Em outras situações como essa, no passado, o mercado negro do dólar apresentou um grande ágio. É por conta desse risco de convertibilidade que o dólar a termo em Nova York (medido pelo inverso da cotação do NDF) é mais caro do que o dólar futuro na BM&F em São Paulo. Essa diferença de preços é transformada em retornos anuais, com o resultado mostrado no Gráfico 7A.

GRÁFICO 7A  
RISCO DE CONVERTIBILIDADE



19. Todos os dados referem-se a períodos de um ano, são diários e cobrem o período de dezembro de 1995 a junho de 2000. Dever-se-ia levar também em consideração o fato de os riscos de crédito das duas instituições onde são negociados esses contratos, *swaps* e NDFs, serem diferentes, mas nos abstraímos desse fator.

20. A fonte desses dados é a Goldman Sachs Group Inc. e ING Barings Corporate and Investment Bank.

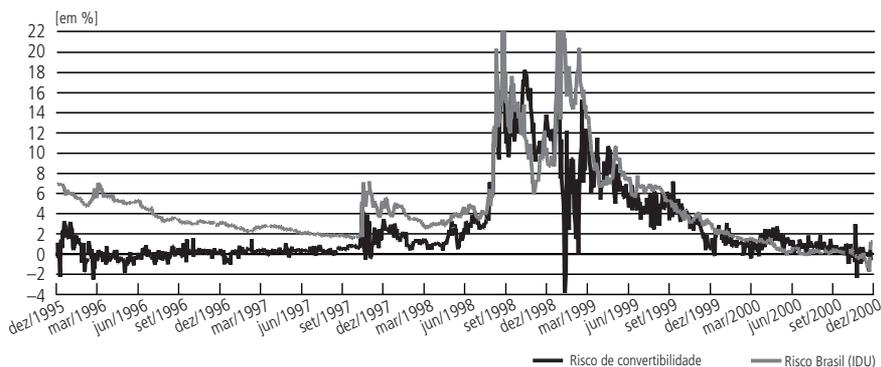
21. Há também considerações tributárias, pois o ganho no Brasil seria imediatamente taxado, mas nos abstraímos dessas considerações neste trabalho.

Pode-se observar através desse gráfico que houve um processo de aprendizagem acerca da identificação desse risco por meio dos NDFs. Até a crise asiática, o risco de convertibilidade flutuava ao redor de zero, ou seja, não havia a percepção no mercado de que alguns dos riscos associados a esse tipo de contrato eram os mesmos presentes no risco Brasil, como um risco de base, anteriormente descrito, e risco relativo a possíveis controles cambiais. Portanto, durante esse período até a primeira crise analisada, a crise asiática, o rendimento de conveniência, que mostra a diferença de preço entre os contratos equivalentes em Nova York e em São Paulo, não reflete esses riscos presentes no risco país.

Quando da crise asiática, em outubro de 1997, o mercado subitamente “aprende” que os dois contratos não são iguais, ou seja, que os contratos negociados em São Paulo têm um risco maior do que os NDFs, o risco de convertibilidade. À época, corriam anedotas de vários arbitradores que vendiam os dólares futuros em Nova York e os compravam em São Paulo, julgando-se com isso perfeitamente cobertos (*hedgeados*). Com a crise, eles teriam corrido para fechar suas posições, comprando em Nova York e vendendo em São Paulo, o que teria criado o súbito salto do risco de convertibilidade, que se vê no Gráfico 7A.<sup>22</sup>

Sendo o risco de convertibilidade um dos componentes do risco país (Brasil), é interessante comparar o comportamento conjunto desses dois riscos. No Gráfico 7B, o risco Brasil é medido pelo IDU, cuja duração é menor que a do *C-bond*. No Gráfico 7C, o risco Brasil é medido pelo *stripped spread* do *C-bond* e pela medida usando a taxa de juros interna (*swaps*).

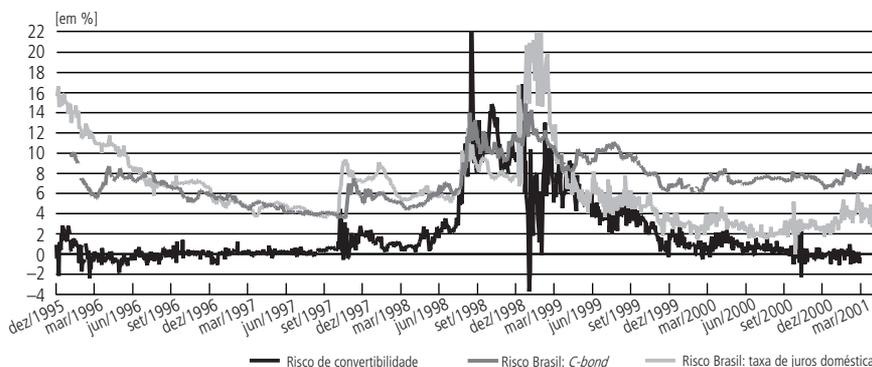
GRÁFICO 7B  
RISCO DE CONVERTIBILIDADE E RISCO BRASIL (IDU)



22. Como já comentado, as leis tributárias brasileiras podem ter tido um papel importante na diferença entre os dois preços. Ademais, temia-se, à época, que a possível falência de várias instituições financeiras poderia vir a ameaçar a liquidação financeira normal dos contratos em São Paulo.

GRÁFICO 7C

## RISCO DE CONVERTIBILIDADE NO BRASIL



Note-se também que, após a crise asiática, o risco de convertibilidade se aproxima um pouco do risco Brasil, passando a um patamar positivo, diferentemente do período anterior. A partir da crise asiática, o risco Brasil e o risco de convertibilidade passam a andar juntos, com uma diferença de nível.

Durante a crise russa (agosto de 1998), os mercados aprenderam a apreçar esse risco de convertibilidade, que passou a ser um componente importante do risco país (Brasil), e ambos os riscos passaram a ter um comportamento similar. Quanto pior a crise, mais importante se torna o risco de convertibilidade na explicação do risco país. Com a melhora da situação após a desvalorização, o risco de convertibilidade vem caindo paulatinamente, tornando-se praticamente irrelevante, ou seja, o risco de convertibilidade é um risco latente que ganha força em momentos de crises agudas.

Passamos agora a analisar outro fator determinante do risco Brasil, que é o estado do mercado renda fixa internacional. Diferentes instrumentos de renda fixa possuem variados riscos de crédito, com os títulos do Tesouro americano apresentando risco de crédito nulo. O “apetite” do mercado internacional por papéis com risco de crédito (o grau de aversão ao risco de crédito) varia no tempo. Por exemplo, o colapso do *hedge fund* LTCM deflagrou um processo de “fuga para a qualidade”, no qual os investidores, subitamente tornados mais avessos ao risco, tentaram se desfazer de todos os papéis mais arriscados para comprarem os seguros bônus do Tesouro dos Estados Unidos. Esse movimento também afetou negativamente os papéis brasileiros, mesmo com a melhora dos fundamentos domésticos ocorrida após o acordo com o FMI no último trimestre de 1998.

Para medir o estado da demanda, ou grau de aversão ao risco, foi utilizado o *US 10-year junk bond spread*.<sup>23</sup> Neste, estão incluídos todos os chamados *junk bonds*, isto é, títulos que têm *rating* abaixo de Baa (ou BBB ou B2, caso sejam privados), de acordo com as agências de classificação de crédito (*rating*) como *Standard and Poor's* e *Moody's*.<sup>24</sup>

O *US 10-year junk bond spread* mede, portanto, o apetite de risco do mercado de renda fixa dos Estados Unidos. O Gráfico 8A apresenta a série do *US 10-year junk bond spread* em conjunto com o risco Brasil medido através do *C-bond*, e o Gráfico 8B, em conjunto com o risco de convertibilidade. Vê-se que a demanda por títulos arriscados nos Estados Unidos piorou depois do colapso do LTCM

GRÁFICO 8A  
RISCO BRASIL — COMPONENTES

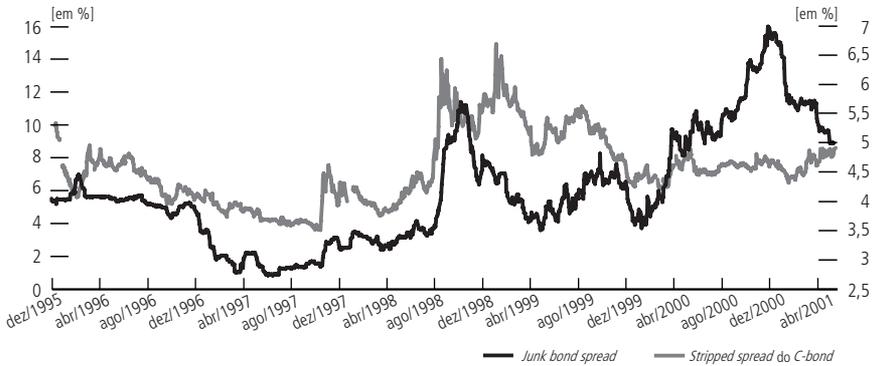
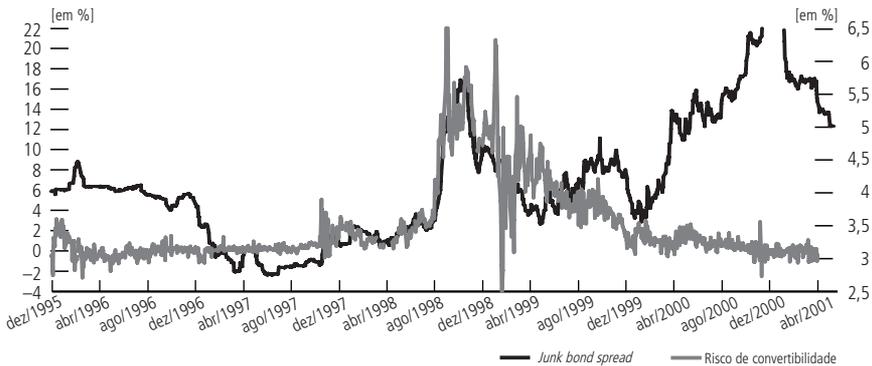


GRÁFICO 8B  
RISCO BRASIL — COMPONENTES



23. Dados obtidos na Bloomberg.

24. Para uma análise mais detalhada da relação entre os *ratings* dessas agências e o risco país, ver Apêndice C.

após a crise russa, melhorou um pouco e voltou a piorar ao longo de 2000, atingindo níveis superiores aos da crise de 1998. Em 2001, o *US 10-year junk bond spread* apresentou tendência de queda até o meio do ano, embora o nível esteja excepcionalmente elevado para os padrões históricos. Esse é um fator que afeta os títulos brasileiros e a taxa de juros doméstica, e sobre o qual não se pode ter qualquer controle.

Para uma comparação mais completa, foram calculadas as correlações entre as séries *stripped spread* do *C-bond* (*C-bond*), risco Brasil medido com os *swaps* (RB), risco de convertibilidade (RC), *junk bond spread* (JBS) e a desvalorização implícita nos contratos de *swaps* — FP. Tais correlações foram subdivididas em vários subperíodos e os resultados estão na Tabela 3.

Através dessa tabela, fica claro que até a crise asiática o risco de convertibilidade, medido através desses NDFs, não era percebido pelo mercado, pois sua correlação com o risco Brasil (nas duas medidas analisadas) era muito pequena. Entretanto, conforme se aumenta o prazo de análise (incluindo o período até dezembro de 1998), a correlação se torna mais forte, principalmente se for considerada a correlação com o risco Brasil medido com *swaps*. Essa forte correlação com o risco Brasil se mantém no período em que a economia brasileira adotou o regime de câmbio flutuante, passado o momento de crise, quando essas correlações podem ficar um pouco distorcidas (ver na tabela a medida a partir de junho de 1999). Nos períodos de crise, a forte correlação positiva com o risco Brasil se mantém. Um fato a ser notado, porém, é a correlação entre o risco de convertibilidade e a desvalorização esperada para um ano medida através dos contratos de *swaps* nego-

TABELA 3

	<i>C-bond</i> -RC	RC-FP	<i>C-bond</i> -FP	RB-JBS	<i>C-bond</i> -JBS	RB-RC
Períodos sem crises						
Pré-crisis (até outubro de 1997)	-0,1302	0,1619	-0,3946	0,7835	0,8327	0,0766
Câmbio flutuante depois das crises (a partir de junho de 1999)	0,77216	0,67391	0,75058	-0,51784	-0,31865	0,87168
Períodos com crises						
Câmbio controlado (até dezembro de 1998)	0,7399	0,4399	0,2467	0,6409	0,8626	0,1689
Câmbio flutuante (a partir de janeiro de 1999)	0,68227	0,4193	0,79327	-0,45289	-0,40608	0,70091
Crises (câmbio controlado), de setembro de 1997 até dezembro de 1998	0,8984	0,0303	0,1595	0,6633	0,8848	0,6186

ciados na BM&F (o FP). Ela aumenta com o passar do tempo sem se tornar muito forte, não passando de 0,67.

Assim, dois fatos importantes quanto à relevância do risco de convertibilidade podem ser observados através dessas comparações. O primeiro seria relativo ao processo de aprendizado que ocorreu em relação aos contratos a termo de real negociados em Nova York. O segundo está relacionado à composição do risco Brasil que, em períodos de crise, segundo a análise feita, se modificaria, passando a ser majoritariamente representada pelos riscos percebidos nesse risco de convertibilidade.

Um outro resultado bastante interessante é o aumento da correlação entre o FP e o risco Brasil medido através do *C-bond* após a flutuação do real. Uma conjectura é que, com a flutuação, o aumento do risco país passou a afetar não só o risco cambial, como já ocorria no regime de câmbio controlado, mas também a expectativa de depreciação cambial, resultando em uma correlação maior com o FP (que é a soma da depreciação esperada com o risco cambial).

Claro está, entretanto, que esses não são os únicos determinantes dos riscos Brasil e cambial. Na verdade, são apenas alguns dos determinantes. Variáveis que refletem o grau de desequilíbrio na área fiscal doméstica e no balanço de pagamentos e variáveis que refletem o grau de instabilidade do mercado financeiro doméstico também devem ser levadas em consideração. Para dar conta desses fatores, foram estimadas regressões para o risco Brasil, levando em conta tais variáveis.

A Tabela 4 mostra os resultados obtidos com uma análise de regressão que visa explicar o risco Brasil, medido através do *stripped spread* do *C-bond*. O período analisado é o do câmbio flutuante, de maio de 1999 a junho de 2001, com dados semanais. As variáveis incluídas na regressão são:

- expectativas para um ano à frente das condições fiscais internas (NFSP-EXP1Y — Necessidade de Financiamento do Setor Público, em % do PIB);
- expectativas de um ano à frente para o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos (os dados medem o déficit esperado — CA-EXP1Y);
- condições dos mercados financeiros internacionais, medidas por um derivativo de crédito que fornece o *spread* entre títulos corporativos americanos de alto rendimento e *US Treasury Bond* com mesma duração (JBS), já analisado; e
- condições dos mercados internos, medidas pelo retorno em dólares da Bolsa de Valores de São Paulo através do Ibovespa (IBOVESPA-USS).

Os sinais esperados por tais estimações são os seguintes: negativo para a expectativa quanto ao superávit nominal (quanto maior for o déficit público esperado, maior o risco país), positivo para a expectativa do déficit em conta corrente (quanto maior a expectativa de déficit em conta corrente, maior o risco país), positivo para o JBS

TABELA 4

Variáveis independentes	2SLS	GMM
Constante	-0,179 (0,68)	-0,726 *** (4,74)
CBOND-SPREAD (-1)	0,784 *** (14,63)	0,696 *** (17,78)
NFSP-EXP1Y	-3,320 *** (3,29)	-5,284 *** (7,33)
CA-EXP1Y	0,101 (1,15)	0,273 *** (5,21)
JBS	0,101 ** (2,15)	0,163 *** (5,47)
IBOVESPA-USS	-0,664 *** (4,72)	-0,477 *** (6,36)
Número de observações	103	103
$R^2$	0,94	0,93

Nota: A tabela mostra regressões do *C-bond spread* como variável dependente nas seguintes variáveis: CBOND-SPREAD defasado um período, NFSP-EXP1Y, CA-EXP1Y, JBS e IBOVESPA-USS usando dois diferentes métodos: 2SLS e GMM. Ambos os métodos incluem cinco defasagens de cada regressor. O desvio-padrão e as co-variâncias *standard* são consistentes em termos de heterocedasticidade de acordo com o critério de White nos 2SLS estimadores. Valores absolutos das estatísticas-t estão entre parênteses. \*, \*\* e \*\*\* representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

(quanto maior o *spread* do risco de crédito, maior o risco país) e negativo para o retorno em dólares do Ibovespa (quanto maior o rendimento, menor o risco país).

As variáveis expectativas para um ano vêm de uma pesquisa feita pelo Banco Central do Brasil com as maiores instituições financeiras e de consultoria.<sup>25</sup> Ao utilizá-las na regressão, tentamos capturar as expectativas do mercado, essenciais na percepção do risco país. As estimações foram feitas por meio de dois métodos diferentes: 2SLS e GMM. Esses métodos foram escolhidos devido a uma possível endogeneidade e simultaneidade dos regressores na equação a ser estimada. Em ambos os métodos, foram usadas cinco defasagens de cada regressor como instrumentos.

Os resultados obtidos são muito bons. Todas as variáveis incluídas na regressão estão com o sinal na direção correta e se tornam significativas quando GMM é o método utilizado. O  $R^2$  é alto e a regressão passa pelos testes de normalidade e autocorrelação.<sup>26</sup> Tais resultados são ainda robustos a inclusão e exclusão de variáveis, em que os níveis de significância não se alteram drasticamente.

25. Esses dados estão disponíveis no *site* do Banco Central do Brasil: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

26. No Apêndice D estão testes estatísticos de séries de tempo mais elaborados (testes de causalidade de Granger, testes de raiz unitária, testes de co-integração e VAR), os quais corroboram as estimações feitas aqui.

TABELA 5

Variáveis independentes	2SLS	GMM
Constante	-1,253*** (3,52)	-2,394*** (5,54)
NFSP-EXP1Y	-16,409*** (19,32)	-16,528*** (18,07)
CA-EXP1Y	0,578*** (3,52)	0,935*** (7,49)
JBS	0,531*** (9,32)	0,488*** (10,05)
IBOVESPA-USS	-0,756*** (2,85)	-0,320*** (2,73)
Número de observações	103	103
$R^2$	0,80	0,80

Nota: A tabela mostra regressões do *C-bond spread* como variável dependente nas seguintes variáveis: NFSP-EXP1Y, CA-EXP1Y, JBS e IBOVESPA-USS usando dois diferentes métodos: 2SLS e GMM. Ambos os métodos incluem cinco defasagens de cada regressor. O desvio-padrão e as co-variâncias *standard* são consistentes em termos de heterocedasticidade de acordo com o critério de White nos 2SLS estimadores. Valores absolutos das estatísticas-t estão entre parênteses. \*, \*\* e \*\*\* representam um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Uma característica importante a ser observada é que se excluirmos o componente auto-regressivo do CBOND-SPREAD, como na regressão apresentada na Tabela 5, apesar de o  $R^2$  ajustado não ser tão elevado quanto antes (0,80), todos os coeficientes mantiveram-se significativos e com os sinais corretos. Assim, podemos concluir que, não obstante o componente auto-regressivo do CBOND-SPREAD ser relevante para análise, as outras variáveis também o são. No entanto, devido ao tamanho reduzido da amostra (108 observações), testes adicionais no futuro ainda serão necessários.

## 5 CONCLUSÃO: QUAIS OS FATORES QUE MAIS IMPEDEM A REDUÇÃO DAS TAXAS DE JUROS REAIS?

Este artigo realizou uma revisão dos argumentos da literatura de finanças e de macroeconomia aberta que importam para a determinação da taxa de juros em uma economia aberta. Foram apresentadas diversas medidas dos conceitos relevantes, utilizando-se diversos instrumentos financeiros, sobretudo os derivativos financeiros, negociados nos mercados doméstico e internacional. Realizou-se a mensuração do risco Brasil através de diversos instrumentos financeiros e estimou-se o risco cambial através de uma técnica econométrica, o filtro de Kalman.

Concluiu-se que, além do risco cambial, importante também em economias desenvolvidas, o risco Brasil é muito relevante para a determinação das taxas de

juros domésticas. O risco Brasil e o risco cambial apresentaram alta correlação (0,5) para o período de câmbio controlado do Plano Real (as estimativas para o período pós-desvalorização ainda estão sendo realizadas). Isso demonstra que ambos os riscos têm causas comuns, ou seja, ao se atacarem tais causas, a redução dos juros domésticos pode ser substancial, pois serão reduzidas, simultaneamente, tanto o risco Brasil quanto o risco cambial.

Embora não se tenha ainda obtido estimativas confiáveis do risco cambial para o período de câmbio flutuante, é fato que a correlação entre o risco Brasil e o FP (que é igual à soma do risco cambial com a depreciação esperada) aumentou significativamente após a flutuação do câmbio. Quer dizer, no atual regime cambial, os determinantes do risco Brasil parecem afetar muito mais o câmbio (tanto via risco cambial, quanto via depreciação esperada) e os juros domésticos.

Resultados de análise de regressão identificaram alguns componentes importantes para a determinação do risco Brasil, entre eles os resultados fiscais esperados, o déficit esperado na conta corrente, as condições do mercado financeiro doméstico e as condições do mercado financeiro internacional. O risco de convertibilidade — definido como o risco associado à possibilidade de, detendo-se os reais, não se poder convertê-los livremente em divisas estrangeiras — mostrou ser um importante determinante do risco Brasil, sobretudo em épocas de crise, mas tem hoje pouca relevância.

Após a flutuação do câmbio, o risco país caiu significativamente. Já o risco cambial não parece ter caído tanto. Portanto, parece que os principais ganhos na batalha para se reduzir as taxas reais de juros residem nos determinantes do risco cambial, que devem estar ligados à sustentabilidade do balanço de pagamentos, em especial ao comportamento das contas correntes, e, dentro dessas, ao comportamento das importações e das exportações. É nesse sentido que deve prosseguir essa linha de pesquisa.

## APÊNDICE A

### Dados utilizados

#### A.1 Taxa de juros interna

A taxa de juros interna utilizada é a de um *swap* DI x Pré para 360 dias. *Swap* é uma troca de risco, sem que seja necessária a transferência de principal, em que se apura a diferença de rentabilidade entre as duas pontas da operação. Pode-se dizer que são, na verdade, contratos a termo. No caso de um *swap* DI x Pré, ao se comprar um contrato desse tipo, está se aplicando em uma taxa pós-fixada (variação do CDI/Cetip-DI) e pagando uma taxa prefixada (Pré). E a cotação de mercado desse tipo de contrato é a taxa Pré (com base em dias corridos), utilizada no cálculo do risco Brasil.

### A.2 Taxa de juros externa

Como país representativo do resto do mundo foi escolhido os Estados Unidos. E como *proxy* para essa taxa de juros externa, e que ainda representasse as expectativas de um ano para esse mercado, foi utilizada a taxa *1-year treasury constant maturity rate* (divulgada pelo Federal Reserve Board of Governors dos Estados Unidos). Essa seria a taxa de juros esperada para um ano, formada pelos rendimentos de títulos negociados no mercado, ajustados de forma que representem essa maturidade constante de um ano. São interpolações feitas com base na *daily yield curve*, fundamentada nos rendimentos (*bid yields* de fechamento de mercado) de Treasury Securities negociados no chamado mercado de balcão (quando um contrato é acertado diretamente entre duas pessoas, e não através da negociação em bolsa de valores). Esses rendimentos são calculados por meio da composição de cotações obtidas pelo Federal Reserve Bank of New York. Assim, mesmo que não haja nenhum título com vencimento em exato um ano, por essa metodologia é possível obter uma cotação para tal maturidade.

### A.3 Desvalorização esperada e prêmio de risco cambial

Para se medir a desvalorização cambial esperada no período, a taxa do *swap* Dol x Pré seria a taxa correta a ser utilizada. Entretanto, tais contratos não têm liquidez suficiente para refletir corretamente as expectativas dos agentes econômicos. Portanto, são utilizadas informações presentes nos contratos de *swap* DI x Pré e DI x Dol,<sup>27</sup> que, se analisados conjuntamente, nos fornecem as informações presentes nos contratos Dol x Pré. Contratos de *swap* já foram explicados e, por serem na verdade muito semelhantes aos contratos a termo, podemos utilizá-los como uma boa indicação de desvalorização esperada pelo mercado. E entre os contratos de maior liquidez estão os dois já citados, principalmente se considerarmos o período a partir de 1999. Não sendo, portanto, esse cálculo para a desvalorização esperada uma medida muito distante das reais expectativas na economia. Uma das vantagens de se utilizar esses dados pode ser a redução de custos através da agregação de todos eles (transacionais, custos de tomar emprestado e custos de um *hedge* cambial) em um único contrato.

Em um contrato de *swap* DI x Dol, há uma troca de duas taxas pós-fixadas. Quem compra um *swap* desse tipo, estará recebendo a rentabilidade do DI e pagando pela variação cambial no período acrescida de uma taxa de juros prede-

---

27. Considerando como exemplo os dados do mês de maio de 2000, o número de contratos abertos para *swaps* DI x Pré foi de 4.875.496, refletindo um volume financeiro negociado de US\$ 24.440.704, com 893.820 contratos negociados. Já para os contratos DI x Dol, foram abertos 1.304.542 contratos, sendo negociado um volume financeiro de US\$ 7.086.790, com 259.237 contratos negociados, enquanto para os contratos Dol x Pré foram abertos 1.127 contratos, não tendo sido negociado nenhum.

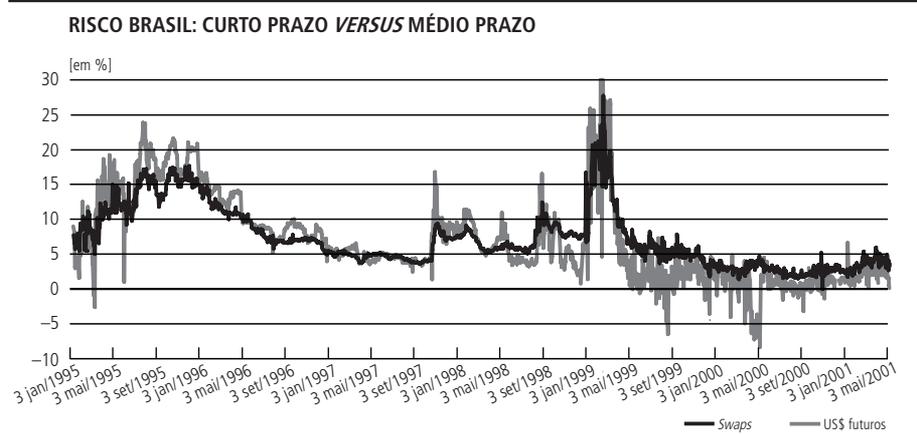
terminada. Sua cotação de mercado é expressa por essa taxa de juros, sendo esta linear e fundamentada em dias corridos (ano com 360 dias).<sup>28</sup>

Assim, extraiu-se a depreciação cambial esperada através da diferença entre a taxa do contrato DI x Pré e a do cupom cambial limpo<sup>29</sup> do contrato DI x Dol. Porém, nesses dados de desvalorização esperada, está presente também um prêmio de risco inerente a tais contratos. Prêmio esse que pode levar a uma estimativa viesada da depreciação que realmente irá ocorrer no período considerado.

## APÊNDICE B

### Risco Brasil: curto prazo *versus* médio prazo

O gráfico a seguir mostra o risco Brasil anteriormente analisado através de *swaps* e uma medida para curto prazo<sup>30</sup> (três meses), calculada da mesma forma como a primeira, porém, utilizando dados do mercado futuro de dólar, negociados na BM&F. Assim, diferenças entre as duas medidas de risco Brasil refletem principalmente diferenças de expectativas de curto e médio prazos. Uma característica evidente na comparação entre as duas medidas, que pode ser observada no gráfico, é a maior volatilidade da medida de curto prazo. A volatilidade desta, para o período de janeiro de 1995 a junho de 2001, é 6,2%, sendo muito maior do que a volatilidade da medida de um ano, que é 4,2%. Isso reflete o fato de as expectativas de curto prazo serem muito mais sensíveis às mudanças diárias nos mercados financeiros. Na maioria das vezes, essas flutuações se devem a fatores muito específicos que afetaram as expectativas naquele dia ou semana, mas que em nada



28. Para uma descrição detalhada desses contratos, ver *site* da BM&F.

29. A limpeza dos dados do cupom cambial foi feita por meio de metodologia descrita em Lemgruber (1999).

30. Essa medida de risco Brasil foi utilizada por Garcia e Valpassos (2000).

estão ligadas a fatores determinantes das condições econômicas de médio e longo prazos. Portanto, o uso do risco Brasil medido com *swaps* torna-se mais adequado que o uso com contratos futuros de dólar.

## APÊNDICE C

### As agências de *rating*

O risco de um título emitido por um governo em moeda estrangeira está associado ao fato de o governo não poder emitir moeda para pagar sua dívida. Portanto, o papel da agência de *rating* seria tentar analisar a habilidade e vontade do governo em gerar as divisas necessárias para cumprir com suas obrigações. Dessa forma, o *rating* soberano deveria ser o mais alto de determinado país não podendo nenhuma emissão privada obter maior classificação, pois o governo tem o poder legal de aplicar controles cambiais que podem interferir diretamente na capacidade de cumprir obrigações externas de todas as demais firmas do país. A Fitch Ratings, por exemplo, leva em consideração tanto as obrigações privadas quanto as públicas denominadas em moeda estrangeira para avaliar as necessidades de gerar divisas pelos países. Isso porque, na década de 1980, houve renegociação de dívidas externas por diversos governos, que também se responsabilizaram pelas dívidas do setor privado.

Para a Moody's e a Standard and Poor's, um *credit rating* é uma opinião acerca da habilidade futura, obrigação legal à vontade do emissor em fazer todos os pagamentos corretamente. Portanto, seu objetivo é, estritamente, analisar as condições de crédito do emissor e as possibilidades de *default*, levando em consideração as garantias dadas por este e o tamanho de possíveis perdas por quem detiver o instrumento de crédito. Para avaliar o chamado *sovereign ceiling*, são considerados os chamados fundamentos macroeconômicos da economia, incluindo a volatilidade implícita na economia. Para isso, são consideradas variáveis que podem de certa forma prever possíveis problemas no futuro, como crescimento, inflação, conta corrente, nível de desemprego e outras nem tão evidentes, como flexibilidade da economia e abertura econômica. Entretanto, esses *credit ratings* não medem, por exemplo, riscos associados a perdas de valor de mercado desses instrumentos e riscos associados a conflitos bilaterais entre o país do emissor e o país da instituição que lançou tais obrigações. Outro risco não incorporado por esses *ratings* seria o risco de convertibilidade, ou seja, se o pagamento de determinada obrigação seria afetado por ações do governo no controle da moeda de denominação.

Pode-se observar pelos Gráficos C.1, C.2 e C.3 as ações relativas à dívida de longo prazo do Brasil, denominada em moeda estrangeira, de três agências de *credit rating* — Standard and Poor's, Moody's e Fitch IBCA, para o período posterior

GRÁFICO C.1  
**RATING: STANDARD AND POOR'S**

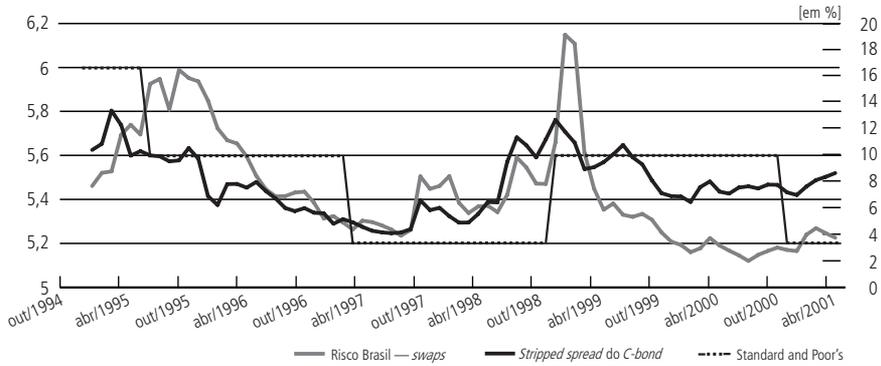


GRÁFICO C.2  
**RATING: FITCH IBCA**

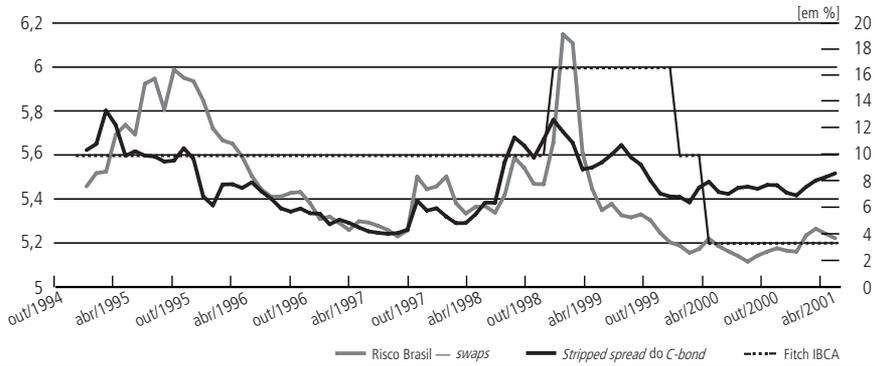
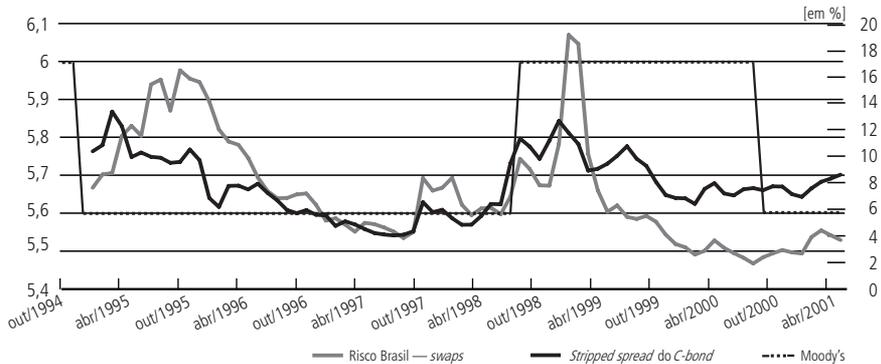


GRÁFICO C.3  
**RATING: MOODY'S**



ao Plano Real. Um fato que pode ser observado é o comportamento defasado<sup>31</sup> dessas agências em relação ao comportamento do risco Brasil, medido através do *stripped spread* do *C-bond* e da medida anteriormente desenvolvida com *swaps*.

Através desses gráficos, pode-se observar também o comportamento conservador de certas agências, como a Moody's. Esta, 18 meses após a mudança de regime cambial no Brasil, em janeiro de 1999, não alterou a classificação da dívida de longo prazo denominada em moeda estrangeira do Brasil, então classificada como B2. Entretanto, a Fitch IBCA já alterou tal classificação duas vezes, melhorando a posição da dívida brasileira de B, em 13 de janeiro de 1999, para B+.

## APÊNDICE D

### Testes estatísticos

Neste apêndice, é feita uma análise quanto à estacionaridade, causalidade e possíveis relações de co-integração das séries utilizadas na última seção deste trabalho. O gráfico a seguir (conjunto de gráficos) mostra as variáveis utilizadas, de maio de 1999 a junho de 2001.

Para testar a estacionaridade das variáveis em questão, foram feitos testes Dickey-Fuller Aumentado (DFA), utilizando quatro defasagens para as seguintes especificações: sem a presença de constante ou tendência (DF), com a presença de constante, porém sem tendência (DFc), e com a presença de constante e tendência (DFc,t). Os resultados estão apresentados nas Tabelas D.1 a D.5

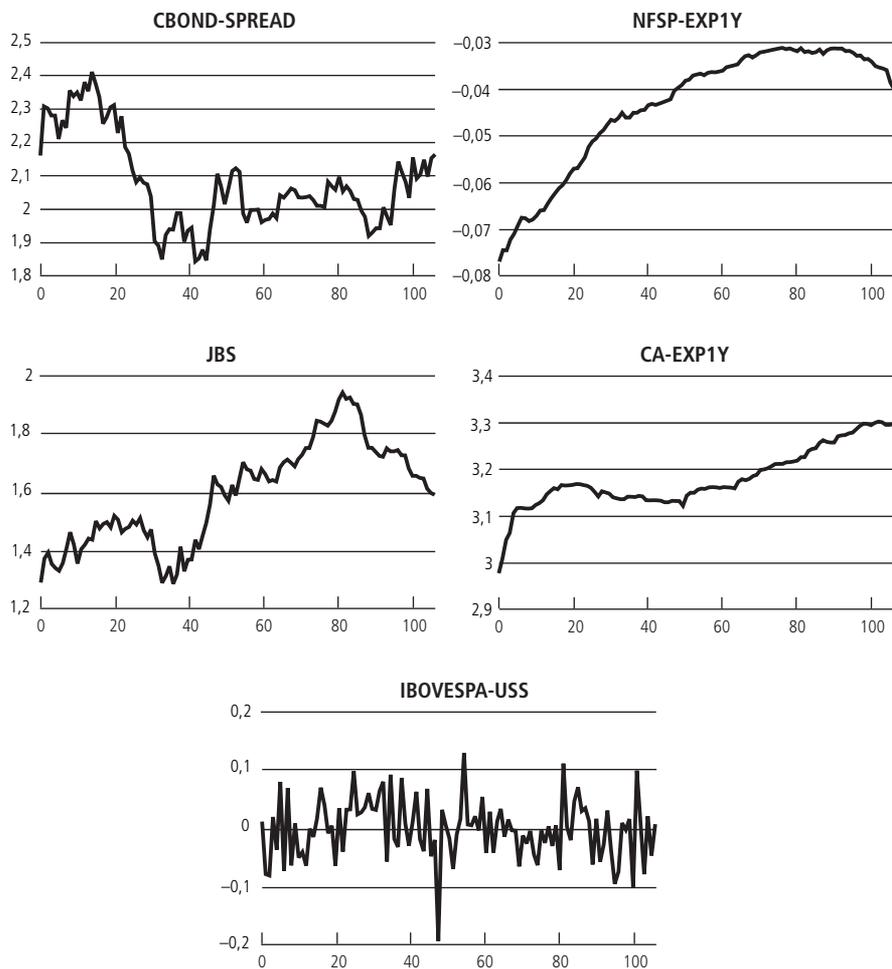
Como algumas das variáveis em questão não são estacionárias,<sup>32</sup> testar co-integração com o CBOND-SPREAD torna-se necessário. Assim, testa-se a existência de co-integração através do teste de Johansen com quatro defasagens e, por hipótese, uma tendência determinística linear nos dados (Tabelas D.6 a D.8).

Agora, visto que nenhuma delas é co-integrada com o CBOND-SPREAD, testaremos a co-integração conjunta das mesmas (Tabela D.9).

Considerando como variável exógena o IBOVESPA-USS, o resultado se altera. Deve-se considerar que esse resultado mostrou-se extremamente sensível a qualquer modificação nas especificações do teste, ou seja, os resultados não indicam claramente se a regressão estimada é ou não uma relação de co-integração (Tabela D.10).

31. As agências de *credit rating* classificam de uma forma muito semelhante a dívida de longo prazo e denominada em moeda estrangeira dos países. Para transformar tais classificações em valores que poderiam ser observados nos gráficos, foi feita uma escala de 0 a 10, sendo 10 a pior classificação possível. Quer dizer, esses valores foram arbitrados de tal forma que, quando há uma melhora na classificação de crédito do país, no gráfico, isto será representado por uma queda nos valores relativos a tal classificação. Dessa forma, haverá uma correlação positiva entre o risco país e a classificação dessas agências.

32. As variáveis, quando não-estacionárias, se mostraram integradas de ordem 1, I(1), de acordo com esses testes de raiz unitária DFA.



Para se analisar a causalidade nas séries, foram feitos os testes de causalidade de Granger (Tabela D.11). Esses testes não indicaram uma causalidade bidimensional em nenhuma das variáveis, não havendo razão para se fazer uma análise de VAR. No entanto, procedemos na análise de sistemas restritos e irrestritos de vetores auto-regressivos. A Tabela D.12 indica a análise feita para um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Analisamos também um sistema restrito de vetores auto-regressivos (vetores de correção de erro) na Tabela D.13. Com relação ao sistema restrito, este possui restrições de co-integração e, portanto, deve ser usado para variáveis não-estacionárias. Quanto ao sistema irrestrito, este restringe o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas de tal forma que elas

acabem por convergir para as suas relações de co-integração, permitindo, no entanto, diferentes relações de curto prazo. Tais desvios do equilíbrio de longo prazo são gradualmente corrigidos através de uma série de ajustes de curto prazo.

TABELA D.1  
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA O CBOND-SPREAD

	Estatística-t	Valor crítico <sup>a</sup>
DF	-0,4067	-1,9432
DFc	-1,8008	-2,8895
DFc,t	-1,3113	-3,4535

<sup>a</sup> Valores críticos de MacKinnon.

TABELA D.2  
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA O NFSP-EXP1Y

	Estatística-t	Valor crítico <sup>a</sup>
DF	-0,9949	-1,9432
DFc	-2,2712	-2,8895
DFc,t	1,0982	-3,4535

<sup>a</sup> Valores críticos de MacKinnon.

TABELA D.3  
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA O CA-EXP1Y

	Estatística-t	Valor crítico <sup>a</sup>
DF	2,4719*	-1,9432
DFc	0,6896	-2,8895
DFc,t	-1,1640	-3,4535

<sup>a</sup> Valores críticos de MacKinnon.

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de nível de significância.

TABELA D.4  
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA O IBOVSPA-USS

	Estatística-t	Valor crítico <sup>a</sup>
DF	-3,4747*	-1,9432
DFc	-3,4558*	-2,8897
DFc,t	-3,6570*	-3,4535

<sup>a</sup> Valores críticos de MacKinnon.

\* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de nível de significância.

TABELA D.5  
**TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA O JBS**

	Estatística-t	Valor crítico <sup>a</sup>
DF	0,4487	-1,9432
DFc	-1,6515	-2,8895
DFc,t	-1,0975	-3,4535

<sup>a</sup> Valores críticos de MacKinnon.

TABELA D.6  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENTRE CBOND-SPREAD E NFSP-EXP1Y**

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
0,086386	11,41116	15,41	20,04	Nenhuma
0,020233	2,105354	3,76	6,65	No máximo uma
Coeficientes de co-integração não-normalizados				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y			
0,762842	15,42873			
0,841066	0,118837			
Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	C		
1,000000	20,22533	-1,209678		
	(7,09556)			
Log <i>likelihood</i>	790,4427			

Nota: Esta tabela testa e analisa possíveis relações de co-integração entre as variáveis CBOND-SPREAD e NFSP-EXP1Y. São testadas restrições impostas pela co-integração entre as séries em um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Os testes feitos assumem a hipótese da existência de uma tendência linear e determinística nas séries. Entretanto, independentemente dos resultados dos testes, os coeficientes das possíveis equações de co-integração (EC) são estimados e relatados.

O teste de *likelihood ratio* rejeita qualquer relação de co-integração a 5% de nível de significância.

TABELA D.7

## TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENTRE CBOND-SPREAD E CA-EXP1Y

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
0,0408	4,533449	15,41	20,04	Nenhum
0,002356	0,242905	3,76	6,65	No máximo uma
Coeficientes de co-integração não-normalizados				
CBOND-SPREAD	CA-EXP1Y			
0,792176	-0,071595			
Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração				
CBOND-SPREAD	CA-EXP1Y	C		
1,000000	-0,090378	-1,777256		
	-1,07559			
Log <i>likelihood</i>	571,4778			

Nota: Esta tabela testa e analisa possíveis relações de co-integração entre as variáveis CBOND-SPREAD e CA-EXP1Y. São testadas restrições impostas pela co-integração entre as séries em um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Os testes feitos assumem a hipótese da existência de uma tendência linear e determinística nas séries. Entretanto, independentemente dos resultados dos testes, os coeficientes das possíveis equações de co-integração (EC) são estimados e relatados.

O teste de *likelihood ratio* rejeita qualquer relação de co-integração a 5% de nível de significância.

TABELA D.8  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENTRE CBOND-SPREAD E JBS**

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
0,036625	7,151501	15,41	20,04	Nenhuma
0,031609	3,308274	3,76	6,65	No máximo uma
Coeficientes de co-integração não-normalizados				
CBOND-SPREAD	JBS			
0,082485	0,587684			
0,766989	0,104562			
Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração				
CBOND-SPREAD	JBS	C		
1,000000	7,124756	-13,46704		
	-32,8385			
Log <i>likelihood</i>	369,4658			

Nota: Esta tabela testa e analisa possíveis relações de co-integração entre as variáveis CBOND-SPREAD e JBS. São testadas restrições impostas pela co-integração entre as séries em um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Os testes feitos assumem a hipótese da existência de uma tendência linear e determinística nas séries. Entretanto, independentemente dos resultados dos testes, os coeficientes das possíveis equações de co-integração (EC) são estimados e relatados.

O teste de *likelihood ratio* rejeita qualquer relação de co-integração a 5% de nível de significância.

TABELA D.9  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO CONJUNTA ENTRE CBOND-SPREAD E TODAS AS OUTRAS VARIÁVEIS NÃO-ESTACIONÁRIAS**

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
0,188756	55,35344	47,21	54,46	Nenhuma**
0,155371	33,80721	29,68	35,65	No máximo uma *
0,131520	16,41488	15,41	20,04	No máximo duas *
0,018189	1,890741	3,76	6,65	No máximo três

(continua)

(continuação)

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
Coeficientes de co-integração não-normalizados				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	
-1,294544	-16,12693	3,134402	-0,177473	
-1,006411	-27,70021	-1,505606	1,192773	
0,707320	17,14818	-1,624548	-1,017857	
0,936122	4,388785	0,775442	-0,491296	
Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	12,45761 (2,96176)	-2,421240 (0,78587)	0,137093 (0,29086)	5,953661
Log <i>likelihood</i>	1435,729			
Coeficientes de co-integração normalizados: duas equações de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	0,000000	-5,660270 (1,84461)	1,230425 (0,45310)	13,99288
0,000000	1,000000	0,260004 (0,09860)	-0,087764 (0,02422)	-0,645325
Log <i>likelihood</i>	1444,425			
Coeficientes de co-integração normalizados: três equações de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	0,000000	0,000000	2,273365 (1,71257)	-5,703225
0,000000	1,000000	0,000000	-0,135672 (0,07460)	0,259413
0,000000	0,000000	1,000000	0,184256 (0,29593)	-3,479711
Log <i>likelihood</i>	1451,687			

Nota: Esta tabela testa e analisa possíveis relações de co-integração entre as variáveis CBOND-SPREAD, NFSP-EXP1Y, CA-EXP1Y e JBS. São testadas restrições impostas pela co-integração entre as séries em um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Os testes feitos admitem a hipótese da existência de uma tendência linear e determinística nas séries. Entretanto, independentemente dos resultados dos testes, os coeficientes das possíveis equações de co-integração (EC) são estimados e relatados.

\*(\*\*) Indica rejeição da hipótese nula a 5% (1%) de nível de significância.

O teste de *likelihood ratio* indica a existência de três equações de co-integração a 5% de nível de significância.

TABELA D.10

**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENTRE CBOND-SPREAD E TODAS AS OUTRAS VARIÁVEIS**

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
0,193686	46,98539	47,21	54,46	Nenhuma
0,110699	25,02656	29,68	35,65	No máximo uma
0,098439	13,05996	15,41	20,04	No máximo duas
0,024116	2,489945	3,76	6,65	No máximo três
Coeficientes de co-integração não-normalizados				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	
-0,422508	-21,21360	-1,095836	1,524325	
1,977097	34,35756	-1,690820	-0,760444	
-0,605164	-3,979539	3,599759	-0,011429	
-0,800673	-3,141669	-1,285331	0,594393	
Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	50,20876 (37,9038)	2,593646 (4,10887)	-3,607802 (3,40430)	-2,432886
Log <i>likelihood</i>	1467,769			
Coeficientes de co-integração normalizados: duas equações de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	0,000000	-2,680716 (1,30675)	1,321434 (0,46733)	4,358563
0,000000	1,000000	0,105049 (0,05954)	-0,098175 (0,02129)	-0,135264
Log <i>likelihood</i>	1473,753			

(continua)

(continuação)

Autovalores	<i>Likelihood ratio</i>	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Número de ECs sob as hipóteses do teste
	(1)	(2)	(3)	(4)
Coeficientes de co-integração normalizados: três equações de co-integração				
CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	CA-EXP1Y	JBS	C
1,000000	0,000000	0,000000	1,766327 (1,11631)	-4,894315
0,000000	1,000000	0,000000	-0,115609 (0,04594)	0,227326
0,000000	0,000000	1,000000	0,165961 (0,25954)	-3,451644
Log <i>likelihood</i>	1479,038			

Nota: Esta tabela testa e analisa possíveis relações de co-integração entre as variáveis CBOND-SPREAD, NFSP-EXP1Y, CA-EXP1Y, JBS e, como variável exógena ao sistema, IBOVESPA-USS. São testadas restrições impostas pela co-integração entre as séries em um sistema irrestrito de vetores auto-regressivos. Os testes feitos assumem a hipótese da existência de uma tendência linear e determinística nas séries. Os valores críticos calculados não assumem a presença de uma série exógena no sistema. Entretanto, independentemente dos resultados dos testes, os coeficientes das possíveis equações de co-integração (EC) são estimados e relatados.

O teste de *likelihood ratio* rejeita qualquer relação de co-integração a 5% de nível de significância.

TABELA D.11  
TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Hipótese nula	1 Lag		2 Lags		3 Lags	
	Estatística-F	Probabilidade	Estatística-F	Probabilidade	Estatística-F	Probabilidade
NFSP-EXP1Y não causa, no sentido de Granger, CBOND-SPREAD	4,3133	0,0403	2,0968	0,1282	1,5335	0,2106
CBOND-SPREAD não causa, no sentido de Granger, NFSP-EXP1Y	2,4915	0,1175	1,7708	0,1754	0,5316	0,6617
JBS não causa, no sentido de Granger, CBOND-SPREAD	0,5968	0,4415	0,0566	0,9451	0,9010	0,4436
CBOND-SPREAD não causa, no sentido de Granger, JBS	0,1704	0,6806	3,1713	0,0462	2,4096	0,0716
CA-EXP1Y não causa, no sentido de Granger, CBOND-SPREAD	0,7729	0,3814	0,0036	0,9964	0,2195	0,8827
CBOND-SPREAD não causa, no sentido de Granger, CA-EXP1Y	6,0365	0,0157	3,1786	0,0458	1,1433	0,3356
IBOVESPA-USS não causa, no sentido de Granger, CBOND-SPREAD	0,0053	0,9422	0,3187	0,7278	0,3157	0,8140
CBOND-SPREAD não causa, no sentido de Granger, IBOVESPA-USS	0,0435	0,8351	0,2400	0,7871	0,5322	0,6613

TABELA D.12  
ANÁLISE DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS

	CBOND-SPREAD	NFSP-EXP1Y	JBS	IBOVESPA-USS	CA-EXP1Y
CBOND-SPREAD (-1)	0,703871 (0,07634) (9,22060)	-0,000110 (0,00095) (-0,11532)	0,043853 (0,05603) (0,78267)	0,118794 (0,08236) (1,44233)	-0,008379 (0,01113) (-0,75268)
NFSP-EXP1Y (-1)	-4,361887 (1,32023) (-3,30387)	0,975192 (0,01651) (59,0633)	1,374335 (0,96903) (1,41826)	2,272939 (1,42444) (1,59567)	-0,426761 (0,19252) (-2,21669)
JBS (-1)	0,137766 (0,05822) (2,36628)	0,000931 (0,00073) (1,27818)	0,938885 (0,04273) (21,9710)	-0,107905 (0,06282) (-1,71779)	0,029231 (0,00849) (3,44294)
IBOVESPA-USS (-1)	-0,082399 (0,09634) (-0,85528)	0,001649 (0,00120) (1,36835)	-0,129833 (0,07071) (-1,83606)	-0,029575 (0,10395) (-0,28453)	-0,026565 (0,01405) (-1,89089)
CA-EXP1Y (-1)	0,164463 (0,12198) (1,34827)	-0,005362 (0,00153) (-3,51482)	-0,184405 (0,08953) (-2,05966)	-0,056495 (0,13161) (-0,42927)	0,958375 (0,01779) (53,8783)
C	-0,318114 (0,36379) (-0,87444)	0,015062 (0,00455) (3,31065)	0,654957 (0,26702) (2,45286)	0,202177 (0,39251) (0,51509)	0,087589 (0,05305) (1,65108)
$R^2$	0,888529	0,997820	0,961066	0,035016	0,987604
$R^2$ ajustado	0,883011	0,997712	0,959138	-0,012755	0,986990
Soma dos quadrados dos resíduos	0,239654	3,75E-05	0,129109	0,278980	0,005096
Equação S.E.	0,048711	0,000609	0,035753	0,052556	0,007103
Estatística-F	161,0129	9244,298	498,6257	0,732991	1609,374
Log <i>likelihood</i>	174,5979	643,4226	207,6897	166,4689	380,6107
Akaike AIC	-3,151362	-11,91444	-3,769901	-2,999419	-7,002069
Schwarz SC	-3,001484	-11,76456	-3,620023	-2,849540	-6,852191
Média da variável dependente	2,072420	-0,043153	1,593734	-0,001709	3,181802
Desvio-padrão da variável dependente	0,142416	0,012735	0,176872	0,052224	0,062277
Co-variância residual determinante		5,62E-20			
Log <i>likelihood</i>		1612,297			
Akaike AIC		-29,57564			
Schwarz SC		-28,82625			

Nota: Desvio-padrão e estatística-t entre parênteses.

TABELA D.13  
ANÁLISE DE VETORES DE CORREÇÃO DE ERRO

Equação de co-integração	EqCoint1				
CBOND-SPREAD (-1)	1,000000				
NFSP-EXP1Y (-1)	20,01013 (8,00168) (2,50074)				
JBS (-1)	-0,642291 (0,52773) (-1,21707)				
IBOVESPA-USS (-1)	12,78519 (10,5027) (1,21732)				
CA-EXP1Y (-1)	1,675910 (2,40669) (0,69636)				
C	-5,491498				
Correção de erro	D (CBOND-SPREAD)	D (NFSP-EXP1Y)	D (JBS)	D (IBOVESPA-USS)	D (CA-EXP1Y)
EqCoint1	-0,010477 (0,01246) (-0,84087)	-0,000244 (0,00017) (-1,46892)	-0,007553 (0,00907) (-0,83240)	-0,064499 (0,01344) (-4,80035)	-0,002484 (0,00169) (-1,47161)
D (CBOND-SPREAD (-1))	-0,118460 (0,12505) (-0,94732)	-0,002959 (0,00166) (-1,77713)	0,113034 (0,09107) (1,24118)	0,054974 (0,13485) (0,40766)	0,028305 (0,01694) (1,67060)
D (NFSP-EXP1Y (-1))	-9,703188 (6,37812) (-1,52132)	0,358455 (0,08492) (4,22108)	4,360157 (4,64504) (0,93867)	-9,753747 (6,87829) (-1,41805)	1,435692 (0,86418) (1,66134)
D (JBS (-1))	-0,023747 (0,13937) (-0,17039)	-0,001776 (0,00186) (-0,95716)	-0,018655 (0,10150) (-0,18380)	-0,019148 (0,15030) (-0,12740)	-0,017223 (0,01888) (-0,91206)
D (IBOVESPA-USS (-1))	0,049725 (0,09793) (0,50774)	0,001890 (0,00130) (1,44941)	0,006971 (0,07132) (0,09774)	-0,188543 (0,10561) (-1,78520)	0,022820 (0,01327) (1,71974)
D (CA-EXP1Y (-1))	-0,383412 (0,64371) (-0,59563)	0,019937 (0,00857) (2,32619)	-0,470655 (0,46880) (-1,00396)	-0,388544 (0,69419) (-0,55971)	0,314041 (0,08722) (3,60067)
C	0,003241 (0,00554) (0,58479)	0,000147 (7,4E-05) (1,99848)	0,002076 (0,00404) (0,51448)	0,005349 (0,00598) (0,89507)	0,001363 (0,00075) (1,81477)

(continua)

(continuação)

Correção de erro	D (CBOND-SPREAD)	D (NFSP-EXP1Y)	D (JBS)	D (IBOVESPA-USS)	D (CA-EXP1Y)
$R^2$	0,041020	0,267400	0,074135	0,536010	0,266713
$R^2$ ajustado	-0,017100	0,223000	0,018022	0,507889	0,222271
Soma dos quadrados dos resíduos	0,243030	4,31E-05	0,128900	0,282641	0,004462
Equação S. E.	0,049546	0,000660	0,036083	0,053432	0,006713
Estatística-F	0,705784	6,022533	1,321169	19,06108	6,001409
Log <i>likelihood</i>	171,7271	629,5324	205,3370	163,7245	383,6051
Akaike AIC	-3,108058	-11,74589	-3,742208	-2,957065	-7,105756
Schwarz SC	-2,932170	-11,57001	-3,566320	-2,781178	-6,929869
Média da variável dependente	-0,001395	0,000327	0,002102	0,000812	0,002750
Desvio-padrão da variável dependente	0,049128	0,000748	0,036413	0,076167	0,007612
Co-variância residual determinante		5,85E-20			
Log <i>likelihood</i>		1595,071			
Akaike AIC		-29,34096			
Schwarz SC		-28,33589			

Nota: Desvio-padrão e estatística-t entre parênteses.

## ABSTRACT

We compute and estimate the two risks that keep Brazilian interest rates extremely high: the currency risk and country risk. The Brazil country risk is directly measured from fixed income instruments and derivatives, while the currency risk is estimated via Kalman filter. Results identify a few important components of the Brazil risk, as the convertibility risk and the international financial markets conditions, measured by a credit derivative spread. The results indicate that the high domestic interest rates are associated with the uncertainty concerning the current account sustainability. Therefore, export growth is fundamental to achieve lower real interest rates, ultimately resulting in sustained growth.

## BIBLIOGRAFIA

ALIBER, R. The interest rate parity theorem: a reinterpretation. *Journal of Political Economy*, n. 81, p. 1.451-1.459, 1973.

BM&F. *Especificações dos contratos a termo de troca de rentabilidade — swaps*. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br/pages/contratosSwapsRentabilidade1.htm>>.

- BRANSON, W. The minimum covered interest differential needed for international arbitrage activity. *Journal of Political Economy*, n. 77, p. 1.028-1.035, 1969.
- BROCK, P., ROJAS-SUÁREZ, L. *Why so high? Understanding interest rate spreads in Latin America*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 2000.
- CHEUNG, Y.-W. Exchange rate risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, n. 12, p. 182-194, 1993.
- DOMOWITZ, I., MADHAVAN, A., GLEN, J. Country and currency risk premia in an emerging market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n. 33, p. 189-216, 1998.
- DOOLEY, M., ISAARD, P. Capital controls, political risk and deviations from interest rate parity. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 2, p. 370-384, 1980.
- ENGEL, C. *The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1995 (Working Paper, 5.312).
- FAMA, E. Forward and spot rates. *Journal of Monetary Economics*, n. 14, p. 319-338, 1984.
- FRANKEL, J. A. Quantifying international capital mobility in the 1980's. In: BERNHEIM, B. D., SHOEVERS, J. B. (eds.). *National saving and economic performance*. Chicago: The University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research, 1991.
- . Measuring international capital mobility: a review. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 82, n. 2, p. 197-202, 1992.
- FRANKEL, J. A., LEVICH, R. M. Transaction costs and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 6, p. 1.209-1.226, 1977.
- GARCIA, M. G. P. A macroeconomia do dólar futuro. *Resenha BM&F*, n. 118, p. 37-45, 1997.
- GARCIA, M. G. P., OLIVARES LEANDRO, G. A. *O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, 2000 (Texto para Discussão, 409).
- GARCIA, M. G. P., VALPASSOS, M. V. F. Capital flows, capital controls and currency crisis: the case of Brazil in the 1990s. In: LARRAIN, F. (ed.). *Capital flows, capital controls, and currency crises: Latin America in the 1990s*. University of Michigan Press, 2000.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HULL, J. C. *Options, futures, & other derivatives*. 3<sup>rd</sup> ed. New Jersey: Prentice Hall, 1997.
- KEYNES, J. M. The German problem. *Economic Journal*, n. 39, p. 1-7, 1929.
- KUMHOFF, M. *International capital mobility in emerging markets: new evidence from daily data*. Stanford University, 2000, mimeo.
- LEMGRUBER, E. F. *Cupom limpo, cupom sujo e assincronismo na coleta das informações*. 1999, mimeo.
- LEWIS, K. K. Puzzles in international financial market. In: ROGOFF, K., GROSSMAN, G. (eds.). *Handbook of international economics*, v. 3. Amsterdam: North-Holland, 1995.
- MAURO, P., SUSSMAN, N., YAFEH, Y. *Emerging market spreads: then versus now*. 2000 (IMF Working Paper, 00/190).

- OBSTFELD, M., ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1996.
- OHLIN, B. The German transfer problem: a discussion. *Economic Journal*, n. 39, p. 172-182, 1929.
- OYA, S. *An analysis of emerging market spreads*. JBIC Institute/Japan Bank International Cooperation, Nov. 2001 (Working Paper, 3).
- ROCHA, K., MOREIRA, A. R. B., MAGALHÃES, R. *Determinantes do spread brasileiro: uma abordagem estrutural*. Rio de Janeiro, 2002 (Texto para Discussão, 890).
- STURZENEGGER, F., POWELL, A. *Dollarization: the link between devaluation and default risk*. Universidad Torcuato di Tella, 2000, mimeo.
- WESTPHALEN, M. *The determinants of sovereign bond credit spreads changes*. Université de Lausanne, 2001 (Working Paper).
- WOLFE, C. C. P. Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: a signal-extraction approach. *The Journal of Finance*, n. 42, p. 395-406, 1987.

(Originais recebidos em março de 2003. Revistos em maio de 2003.)

