

TAXA DE JUROS, RISCO CAMBIAL E RISCO BRASIL

Márcio G. P. Garcia^{**}

Tatiana Didier^{***}

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – PUC-Rio

RESUMO: Este Artigo faz 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. Mede-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. Ou seja, ao se atacarem tais causas comuns, a redução dos juros domésticos pode ser substancial, pois reduzir-se-ão, simultaneamente, tanto o risco Brasil como o risco Cambial. Identificam-se alguns componentes importantes para a determinação do risco Brasil, 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, sobretudo em épocas de crise, mas, hoje, tem pouca relevância. Atualmente, o risco Brasil caiu significativamente, 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. Em se admitindo tal explicação para a resistência à queda do risco cambial, pode-se especular que garantir o crescimento vigoroso das exportações, sem o recurso a desvalorização, é tarefa fundamental para se obterem taxas de juros reais mais baixas, compatíveis com o crescimento econômico sustentado no longo prazo.

Palavras-chave: Taxa de Juros, Prêmio de Risco, Risco País, Risco Cambial, Risco de Convertibilidade, Brasil

ABSTRACT: We compute and estimate the two risks that keep Brazilian interest rates extremely high: the currency and country risks. The Brazil 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 current 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

Key Words: Interest Rate, Risk Premium, Country Risk, Currency Risk, Convertibility Risk, Brazil

JEL: E43, F31, G15

• Agradecemos a assistência de pesquisa prestada por Bernardo Carvalho, Tiago Berriel e Igor Abdalla. Todos os erros são de nossa inteira responsabilidade.

^{**} Departamento de Economia, PUC-Rio.

^{***} Bacharel em Economia pela PUC-Rio, consultora do Banco Mundial.

I. 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 um papel fundamental na determinação do nível de atividade, do emprego, da taxa de câmbio, e de várias outras variáveis econômicas.

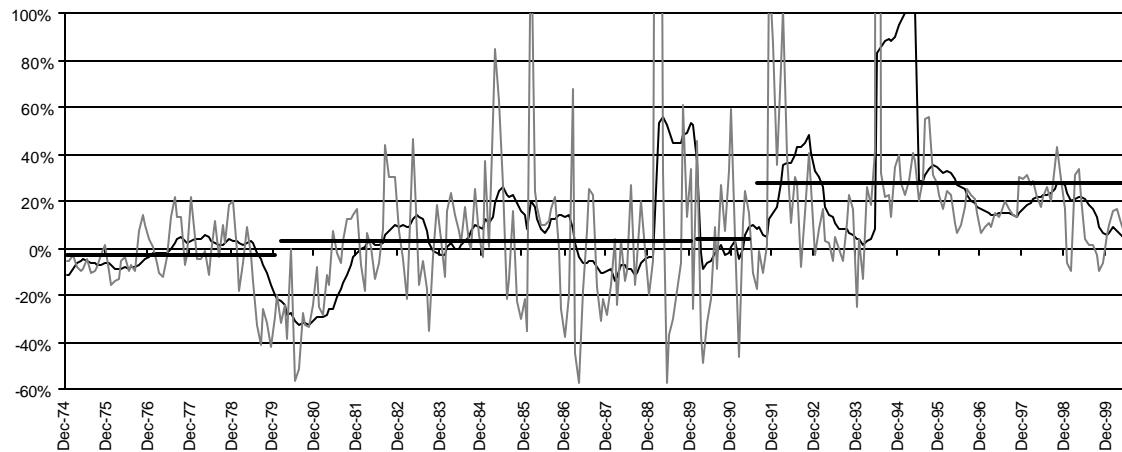
Não surpreendentemente, é quase impossível obter um consenso sobre o nível ideal das taxas de juros. O alto grau de respeitabilidade do qual goza hoje Alan Greenspan é algo bastante recente nos EUA. No início da era Volcker, há menos de 20 anos, o desemprego associado ao esforço deflacionário levou a que se confeccionassem cartazes como os dizeres de “Procura-se” para Volcker e os demais diretores do FED! Hoje no Brasil, é comum serem vistas na imprensa queixas quanto ao alto nível das taxas de juros. Em outros tempos, juros baixos foram apontados por muitos como os culpados de nossa hiperinflação.

O gráfico 1 mostra a evolução mensal das taxas de juros reais nos últimos 25 anos. A linha mais fina representa a taxa real mensal (expressa em % aa), 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 noventa.¹

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 portfolio na economia brasileira.

¹ Utilizamos aqui 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, dado o enorme spread bancário existente no Brasil, um fenômeno comum na América Latina (ver Brock e Rojas-Suárez (2000)). No entanto, não vamos analisar a comportamento de taxas de juros ativas neste trabalho.

Gráfico 1
Taxa Real de Juros



Quando uma economia abre-se financeiramente ao exterior, ela perde um grau de liberdade para fixar sua taxa de juros. Isto 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 ocasionaria uma contração monetária com a consequente elevação dos juros. Já sob câmbio flexível, a taxa de juros muito baixa levaria a uma incipiente fuga de capitais que levaria o câmbio a depreciar-se. Entre esses dois regimes polares, gravita uma série de possibilidades intermediárias, as quais envolvem alguma forma de controle sobre os fluxos de capitais. Desde a liberalização financeira do início dos anos 90s, o Brasil já praticou diversas formas de regimes cambiais e de controles sobre fluxos de capitais, como analisado em Garcia e Valpassos (2000).

Este artigo destina-se a estudar os determinantes das taxas de juros no Brasil desde que 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.^{2,3} 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 obterem taxas de juros reais compatíveis com o crescimento econômico de longo prazo.

² Sobre a existência deste 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)

Na seção II, analisa-se teoricamente a definição de risco país e risco cambial, como medidos e suas implicações na formação e determinação da taxa de juros doméstica. A seção III apresenta diversas formas de se medir empiricamente o risco país, utilizando diversos instrumentos financeiros, como *swaps* e títulos públicos emitidos em ou indexados ao dólar. A seção III apresenta também uma medição do risco cambial para o período anterior à desvalorização cambial, feita através do filtro de Kalman, baseada em Garcia e Olivares (2000). A seção IV analisa empiricamente os efeitos da existência dos riscos cambial e país na determinação da taxa de juros doméstica, assim como os possíveis determinantes destes riscos. A seção V resume os resultados e apresenta as conclusões deles derivadas.

II. RISCO PAÍS E RISCO CAMBIAL: O QUE SÃO?

II.1. O Risco País (Country Risk)

Atualmente, os países desenvolvidos são considerados financeiramente integrados. A integração financeira, entretanto, foi obtida só 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 EUA) ainda no início da década de 70.

Para os mercados emergentes, as restrições aos fluxos internacionais de capitais só começaram a ser retiradas no início da década de 90. 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 das taxas de juros (DPC) é comumente

² e Kumhof (2000).

³ Sobre a relação entre estes riscos, ver Domowitz, Glen e Madhavan (1998), Sturzenegger e Powell (2000).

conhecido como risco país, pois afeta os rendimentos de todos os ativos financeiros emitidos em um dado país. Os países desenvolvidos não têm risco país, ou seja, o DPC entre eles é nulo. Isto 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 EUA. 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 juros⁴ 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 transação⁵, 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.

II. 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 freqüentemente se afaste das expectativas relevantes. Por exemplo, ninguém aceitaria apostar sua casa em um cara ou coroa, muito

⁴ Definiremos formalmente mais à frente a paridade coberta das taxas de juros.

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 requereria 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 venderem a moeda forte no futuro. Ou seja, há um risco cambial que cria uma cunha entre o preço esperado da moeda forte (tipicamente o dólar dos EUA) 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 análogo ao valor da casa) não é conhecida. Este trabalho usará o filtro de Kalman para estimar o risco cambial.

II. 3. Os Métodos para Medir os Riscos País e Cambial

Utilizaremos diversos instrumentos financeiros, sobretudo os derivativos,⁶ 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 através do conceito de arbitragem financeira. Os contratos futuros de dólar⁷ são contratos celebrados entre dois agentes nas quais o comprador se obriga a comprar do vendedor uma determinada quantidade de dólares, numa determinada data, a um preço acertado na data presente. Por sua vez, o vendedor obriga-se

⁵ Para uma análise deste “prêmio de transação”, ver Aliber (1973).

⁶ Utilizamos aqui a denominação consagrada no Brasil, embora notando que o termo correto, aliás utilizado em Portugal, é derivado financeiro, e não derivativo financeiro. Trata-se, mais uma vez, de uma tradução infeliz feita por pessoas pouco afeitas ao idioma de Camões.

⁷ Esta subseção está fortemente baseada em Garcia (1997).

a vender na data futura os dólares ao preço previamente acordado.⁸ 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 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 nenhum capital inicial e se realiza um ganho certo sem correr nenhum 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 o dólar futuro está barato. Como se verá 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”);
- 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 pagar-se-á R\$ $s \cdot (1+i)$;
- 1.c) Aplica-se o US\$ 1 comprado no mercado internacional à taxa i^* , ou seja, na data de vencimento da aplicação receber-se-á US\$ $(1+i^*)$;

⁸ Esta 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.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\$ $(1+i^*)$, ou seja receber-se-á 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 há risco nesta operação, pois todos os preços são conhecidos na data presente, diz-se que há uma oportunidade de arbitragem se o resultado acima 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, a qual 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 obter-se 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 pagar-se-á 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 receber-se-á R\$ $s.(1+i)$;

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\$ $(1+i^*)$, ou seja pagar-se-á 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 nesta operação, pois todos os preços são conhecidos na data presente, diz-se que há uma oportunidade de arbitragem se o resultado acima 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 destes dois casos elimina a do outro caso, ou seja, os casos 1 e 2 são mutuamente exclusivos.

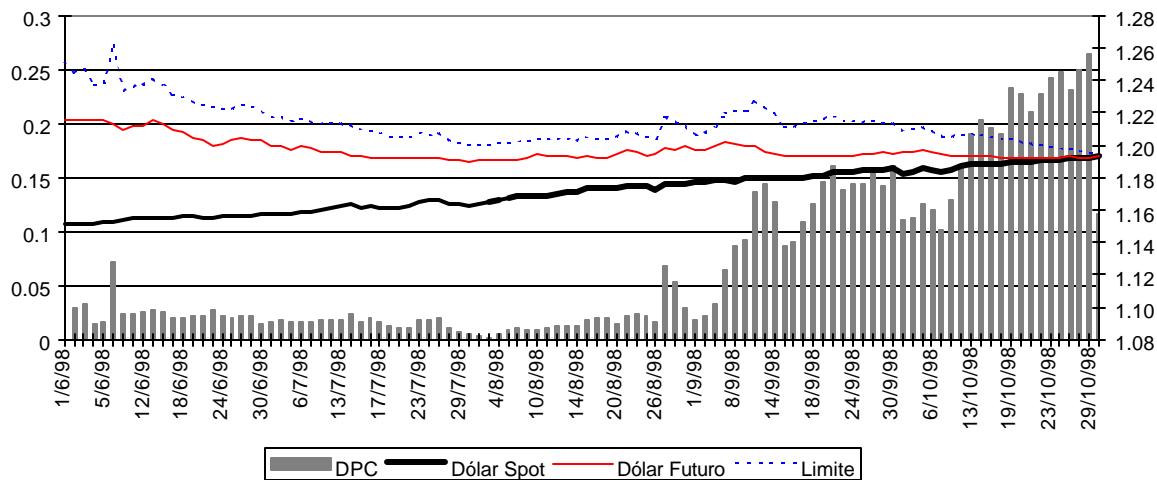
Como acredita-se que os mercados financeiros estejam atentos a todas as oportunidades de arbitragem, não se espera que nenhum dos casos da oportunidade de arbitragem acima descrita ocorra além de um período muito curto. Assim, a ação dos arbitradores no mercado financeiro levaria à inexistência das oportunidades de arbitragem 1 e 2, acima descritas.

Isso só seria possível se o preço futuro fosse tal que:

R\$ $[f.(1+i^*) - s.(1+i)] = R\$ [s.(1+i) - f.(1+i^*)] = R\$ 0$, ou seja

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

Gráfico 2
Diferencial da Paridade Coberta de Juros



Entretanto, na prática, o dólar futuro está sempre abaixo do valor da fórmula (1), como se mostra no 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 estabelecido pela equação (1), há uma oportunidade de arbitragem, como a descrita no 2º caso da seção anterior (quando o dólar futuro está barato). Ou seja, o investidor estrangeiro poderia recorrer a um empréstimo nos EUA, transferir tais recursos para o Brasil e os aplicando 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 investidor estrangeiro auferiria 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. Ou seja, a paridade coberta das taxas de juros nada mais é do que a equação (1) acima. Entretanto, o gráfico 2 indica que, no Brasil, há a violação desta condição, havendo um diferencial da paridade coberta 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.

II. 4. Decomposição da Taxa Doméstica de Juros⁹

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 país¹⁰:

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

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

O segundo termo da decomposição acima feita é chamado de *forward premium*, sendo observável através do mercado futuro. O *forward premium* 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 que o segundo. Em períodos de maior incerteza, tal cunha aumenta, diminuindo em períodos menos turbulentos.

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 que

⁹ Esta subseção está fortemente baseada em Garcia e Olivares (2000).

¹⁰ Usa-se aqui o regime de capitalização contínua. Isto faz-se 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% ao mês corresponde a 12% ao ano, por exemplo).

expectativas estão dentro da cabeça dos operadores do mercado financeiro, não havendo registro direto das mesmas. O que se registra são os preços futuros do dólar, mas o dólar futuro é algo distinto (geralmente maior) do que a 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 dólar¹¹. Pode-se decompor o rendimento deste cupom (cc) em:

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

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

¹¹ Essa taxa também é negociada na BM&F, tanto através de futuros (DDI) quanto através de Swaps (DolxPré). Vide a descrição de contratos da BM&F no site 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.

III. A MENSURAÇÃO DO RISCO CAMBIAL E DO RISCO PAÍS

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

III. 1. Risco Brasil

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

III. 1. 1. Swaps

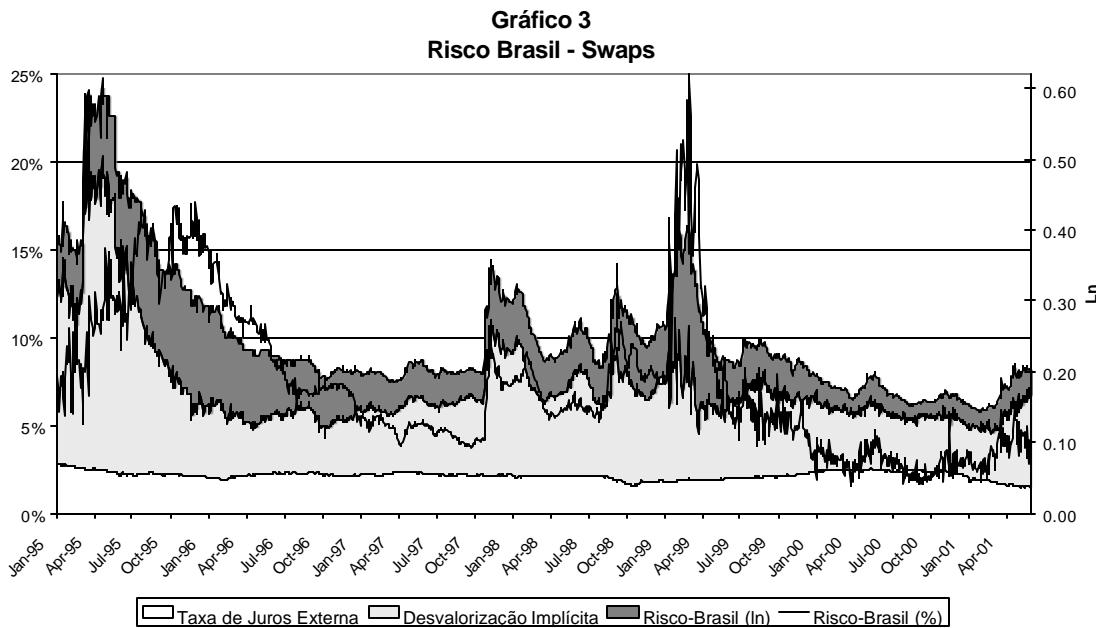
Uma primeira forma de medir o diferencial coberto da taxa de juros para o Brasil foi através de dados específicos do mercado de renda fixa brasileiro e que tentam capturar da melhor forma possível as variáveis envolvidas neste cálculo. Foram utilizados contratos de Swaps DI x Dol e DI x Pré. Estes contratos são uma troca de risco, sem que seja necessária a transferência de principal. Na liquidação dos mesmos, 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 II.3).

No cálculo, foram usados Swaps de um ano, isto é, envolvendo expectativas de desvalorização cambial, taxa de juros interna e externa para o período de um ano à frente.¹² Procedeu-se assim para evitar uma excessiva influência que a expectativa de eventos em um futuro próximo causam sobre taxas de curto prazo.¹³

¹² Uma descrição mais detalhada dos dados encontra-se no Apêndice 1

¹³ Ver Apêndice 2 para uma comparação do risco Brasil entre curto e médio prazo.

O resultado pode ser visto no Gráfico 3. Nesse, 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.

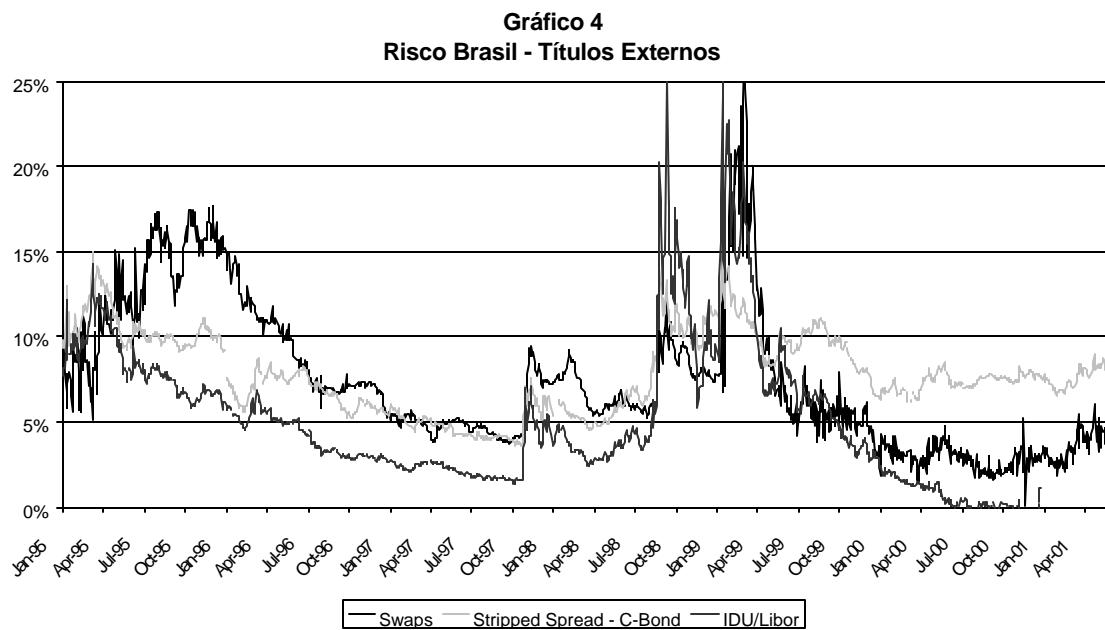


III. 1. 2. Títulos Externos

Outra forma de medir o risco Brasil é através de títulos públicos emitidos e negociados no exterior, cujos rendimentos são dados em US\$. 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 IDU são os dois títulos considerados para esta análise. Os IDU (*Interest Due and Unpaid Bonds*) são títulos soberanos emitidos em 20 de novembro de 1992 (US\$7,100 milhões) 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\$7,387 milhões) 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 brasileira. 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* 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 trimestre de 1999. Em suma, as medidas de risco Brasil apresentam uma alta correlação, respondendo fortemente às crises locais e internacionais.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS DAS DIFERENTES MEDIDAS DE RISCO BRASIL

CORRELAÇÃO

	RB – Cbond	RB - IDU	IDU - Cbond
PRÉ-CRISES (ATÉ OUT/97)	0,70235	0,64840	0,96563
TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA (ATÉ DEZ/98)	0,63865	0,49838	0,90309
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JAN/99)	0,76184	0,86569	0,88780
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JUN/99)	0,76010	0,85229	0,79566
CRISES (TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA) (SET/1997 ATÉ DEC/ 1998)	0,67948	0,75570	0,91039

MÉDIAS

	Swaps	C-Bond	IDU
PRÉ-CRISES (ATÉ OUT/97)	0,09047	0,07455	0,05077
TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA (ATÉ DEZ/98)	0,08564	0,07484	0,05512
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JAN/99)	0,05302	0,08421	0,04342
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JUN/99)	0,03736	0,08001	0,02328
CRISES (TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA) (SET/1997 ATÉ DEC/ 1998)	0,07166	0,07320	0,06279

VOLATILIDADES (DESVIO PADRÃO)

	Swaps	C-Bond	IDU
PRÉ-CRISES (ATÉ OUT/97)	0,04061	0,02637	0,02903
TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA (ATÉ DEZ/98)	0,03581	0,02601	0,03516
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JAN/99)	0,04408	0,01576	0,05183
TAXA DE CÂMBIO FLUTUANTE (DESDE JUN/99)	0,01387	0,01148	0,02545
CRISES (TAXA DE CÂMBIO CONTROLADA) (SET/1997 ATÉ DEC/ 1998)	0,01562	0,02574	0,04507

Não obstante apresentarem alta correlação, as diferentes medidas do risco Brasil guardam diferenças não desprezíveis. Algumas das razões pelas quais tais medidas do risco Brasil 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 C-Bond* e *IDU/Libor*) é o fato de a taxa de juros doméstica estar no curto prazo sob o controle do Banco Central. Já as demais medidas refletem tão somente as expectativas dos agentes tais como expressas pelos retornos dos mercados secundários. Por exemplo, o Banco Central, por vezes, pode fixar a taxa de juros doméstica em um nível mais alto do que requereria a percepção de risco dos investidores internacionais para que esses mantivessem seus recursos aplicados em papéis domésticos

no Brasil. Nesses casos, que ocorreram 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 à época).

Ou seja, de certa forma, o risco Brasil através dos juros domésticos (*Swaps*) mede quanto os ativos de renda fixa domésticos “oferecem” de retorno para cobrirem o risco Brasil. Já o risco Brasil medido através dos retornos dos títulos da dívida externa (*Stripped Spread C-Bond* e *IDU/Libor*) mede qual o retorno “requerido” pelos investidores para cobrir o risco Brasil. Quando aquele foi maior que estes, ocorreu entrada de capitais externos. Quando foi menor, ocorreu a saída dos 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 C-Bond* sem que isto tenha ocasionado uma depreciação cambial.¹⁴ Provavelmente, essa nova dinâmica está associada com a 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 estimativa do risco cambial.

III.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, Eugene Fama (1984) derivou e testou um modelo para a medição conjunta da variação do prêmio de risco e do componente esperado das taxas a termo. Utilizando dados para nove das moedas internacionalmente mais negociadas no período

¹⁴ Para o período próximo a 1/1/2001, o *IDU* torna-se menos relevante por estar muito próximo de seu vencimento.

agosto 1973 – dezembro 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:

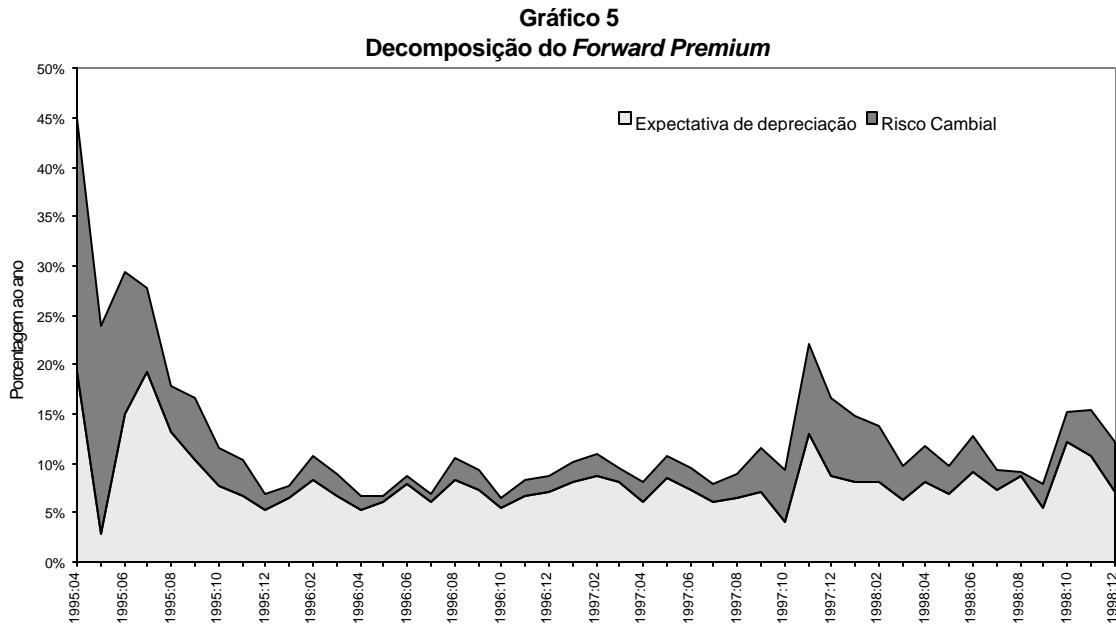
1. Prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado a termo são negativamente correlacionadas, e
2. A maior parte da variação nas cotações a termo é devida a variações no prêmio de risco.

Garcia e Olivares (2000) analisaram a validade destas conclusões "fundamentais" de Fama para o Brasil, utilizando dados do mercado futuro de dólar da BM&F do período abril 1995 - dezembro 1998, período no qual praticou-se 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 é devida 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. Ou seja, o instrumental de Fama (1984) corroborou a importância do risco cambial na determinação dos preços do dólar futuro, e, consequentemente, 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 entre 10 de dezembro de 1997 e 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 ao valor zero, aumentando drasticamente quando se inclui o período conturbado de janeiro e fevereiro de 1999, para depois descer e oscilar ao redor do valor um. A mudança de patamar pode ser explicada pela mudança de regime. Isto é, o Brasil trocou o regime de *crawling-peg*, onde a variância do prêmio de risco seria tão ou mais importante do 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 (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 estimar o risco cambial e a depreciação esperada (os dois somados igualam o *forward premium*).¹⁵

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



¹⁵ Ver Wolf (1987) e Cheung (1993).

IV. A ANÁLISE DA TAXA DOMÉSTICA DE JUROS

IV.1. A Decomposição da Taxa Doméstica de Juros

A partir dos resultados de Garcia e Olivares (2000) reproduzidos na seção anterior, é possível decompor a taxa doméstica de juros. Segundo o que se viu, vide equação (4), a taxa de juros doméstica pode ser representada como a soma dos seguintes componentes:¹⁶

- A taxa de juros internacional;
- A depreciação cambial esperada;
- O risco cambial;
- O risco Brasil.

O Gráfico 6 mostra esta decomposição. Para melhor analisar o comportamento conjunto das diversas séries, é interessante também analisar as correlações entre as nossas estimativas do prêmio de risco, da taxa de depreciação esperada e do diferencial de paridade. A Tabela 1 mostra as correlações entre as variáveis. Observe 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 (2000) utilizando a metodologia do Fama.¹⁷ Por outro lado, o diferencial de paridade apresenta uma correlação maior com o prêmio de risco do que com a taxa de depreciação esperada. Isto indicaria que alguns dos fatores explicando o prêmio de risco poderiam ser comuns aos que explicam o diferencial de paridade.

¹⁶ 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.

¹⁷ Lembre 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 (2000) não encontraram um coeficiente negativo para o Brasil.

Gráfico 6
Decomposição da taxa de juros doméstica

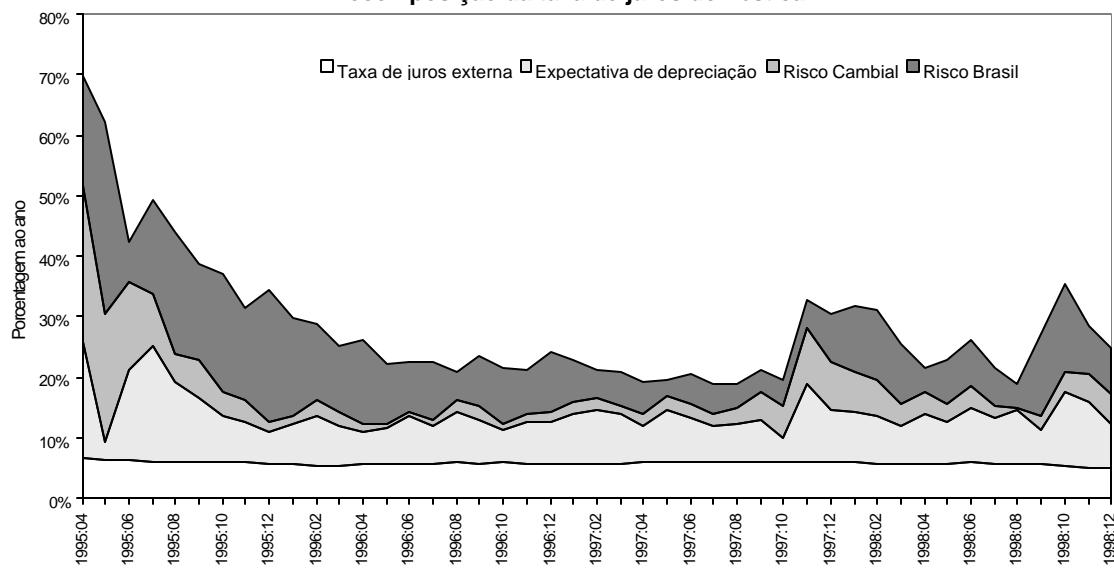


TABELA 2
CORRELAÇÕES ENTRE AS SÉRIES ESTIMADAS

Período 1995:04 – 1998:12

	Exp. Desv.	Risco Cambial	Risco Brasil
Exp. Desv.	1,000	0,505	0,066
Risco Cambial		1,000	0,499
Risco Brasil			1,000

Em resumo, utilizando a estimativa do prêmio de risco obtida via Filtro de Kalman foi possível estimar a taxa de depreciação esperada. Garcia e Olivares (2000) calcularam, então, o diferencial de paridade coberta 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 diferencial da paridade coberta (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 esperada. A estimativa do diferencial de paridade coberta 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 variáveis seriam em grande medida explicadas pelos mesmos fatores macroeconômicos. Na próxima subseção, apresentam-se algumas tentativas preliminares de se identificar quais seriam alguns dos fatores macroeconômicos por trás do risco Brasil.¹⁸

IV.2. Os Determinantes dos Riscos Brasil

Nesta seção será feita uma análise visando classificar os determinantes do risco Brasil e do risco cambial. A idéia é decompor os dois riscos em seus componentes elementares, para entender o comportamento dos dois riscos. Pode-se dizer que o prêmio de risco cambial deve-se ao fato deste ser um risco sistêmico (dentro do próprio país) associado à não possibilidade de diversificação no que se refere à taxa de câmbio. Este 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 o risco Brasil e o risco cambial estiverem fundamentalmente determinados pelos fundamentos fiscais, é a melhora da posição fiscal que poderá baixar os juros. Mas, se grande parte dos riscos cambial e Brasil estiverem determinados 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.¹⁹ Passamos agora ao estudo desses determinantes, utilizando derivativos financeiros negociados nos mercados internacionais.

¹⁸ O objetivo é determinar não só os determinantes do risco Brasil, como também os do risco cambial. Entretanto, dado que ainda não obtivemos estimativas do risco cambial para o período pós-desvalorização que julgássemos confiáveis, restrinhamos esta seção aos determinantes do risco Brasil.

¹⁹ 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)).

Um dos principais determinantes do risco Brasil é o chamado risco de convertibilidade, isto é, o risco associado à possibilidade de, em se detendo os Reais, convertê-los livremente em divisas estrangeiras. Este 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, utilizaram-se dados de desvalorização implícita em contratos a termo de real negociados em NY (*Non-Deliverable Forwards de Real*). Desses, foi retirada a depreciação implícita medida pelos swaps, tal como já foi feito para calcular o diferencial coberto da paridade da taxa de juros. Desta forma, a diferença entre estas depreciações implícitas é uma proxy para o chamado risco de convertibilidade.^{20,21}

Em outras palavras, em NY negocia-se um contrato (o NDF de reais²²) que é essencialmente equivalente ao swap cambial negociado na BM&F em SP, exceto pelo fato de o contrato negociado em NY ser liquidado em US\$ e o contrato negociado em SP ser liquidado em R\$. 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 NY e em reais no Brasil. Sob liberdade cambial, ambos os ganho equivaler-se-iam, 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 SP ficaria com os reais (nominalmente) equivalentes aos dólares, mas não poderia obter os dólares.²³ 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 NY (medido pelo inverso da cotação do NDF) é mais caro do que o dólar futuro na BM&F em SP. Esta

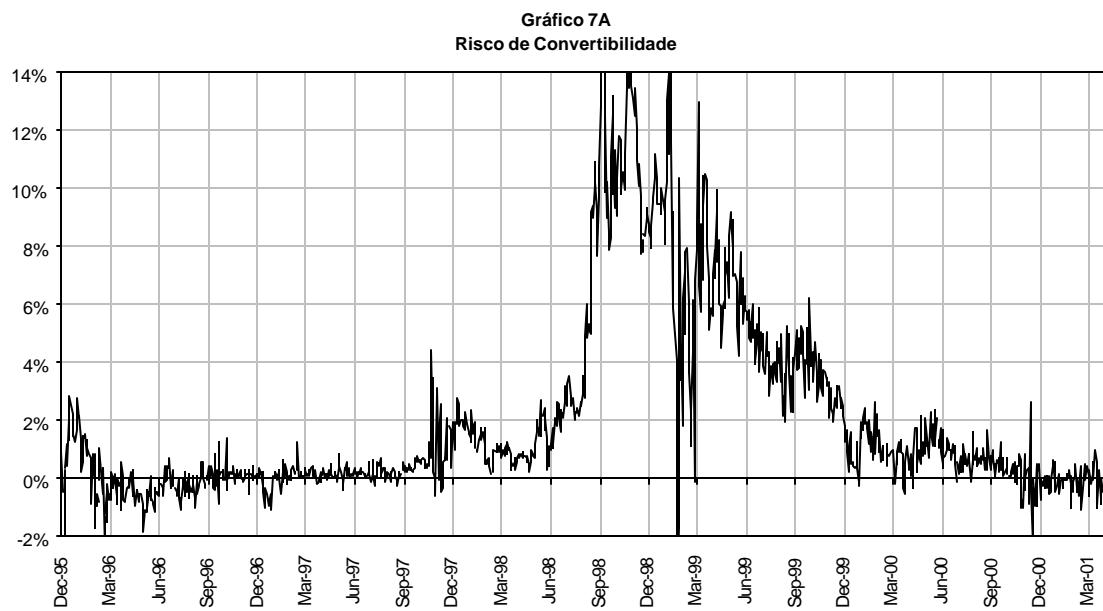
²⁰ Todos os dados referem-se a períodos de um ano, são diários e cobrem o período de dezembro de 1995 a junho de 2000.

²¹ Dever-se-ia levar também em consideração o fato de que os riscos de crédito das duas instituições onde são negociados estes contratos, swaps e NDFs, são diferentes, mas nos abstraimos desse fator.

²² A fonte destes dados é a Goldman Sachs Group Inc. e ING Barings Corporate and Investment Bank.

²³ A também considerações tributárias, pois o ganho no Brasil seria imediatamente taxado. Nos abstraimos dessas considerações neste trabalho.

diferença de preços é transformada em retornos anuais, com o resultado mostrado no Gráfico 7A.

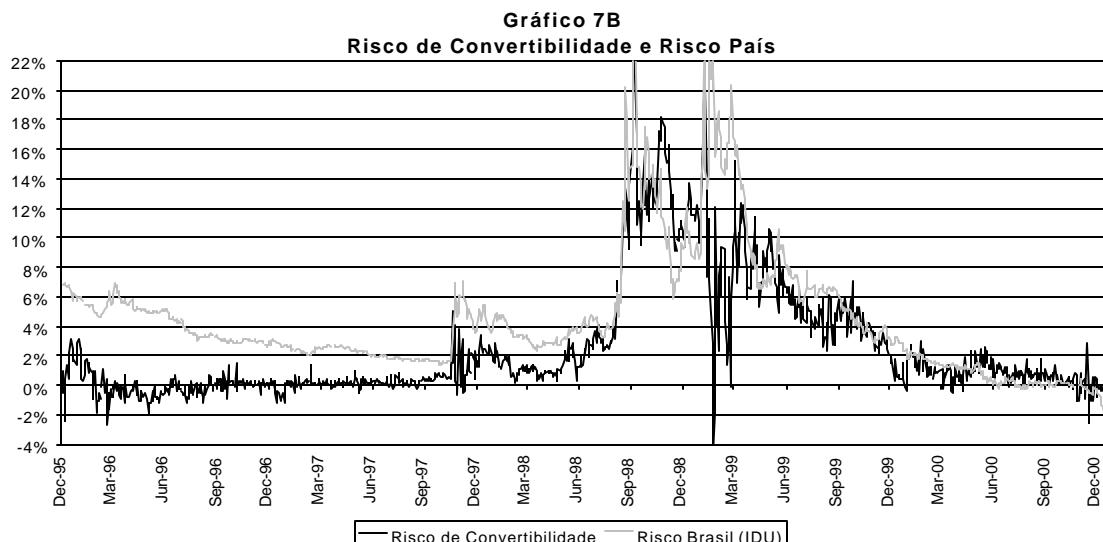


Pode-se observar através do gráfico que houve um processo de aprendizagem acerca da identificação deste risco através dos *NDFs*. Até a crise asiática, o risco de convertibilidade flutuava ao redor de zero, ou seja, não havia a percepção no mercado de que alguns dos riscos associados a este tipo de contrato eram os mesmos presentes no risco Brasil, como um risco de base, anteriormente descrito e risco relativo a possíveis controles cambiais. Portanto, durante este período até a primeira crise analisada, crise asiática, o rendimento de conveniência—o rendimento que reflete a diferença de preço entre os contratos equivalentes em *NY* e em *SP*—não reflete estes 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 *SP* 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 *NY* e os compravam em *SP*, julgando-se com isso perfeitamente cobertos (“hedgeados”). Com a crise, eles teriam corrido para

fechar suas posições, comprando em NY e vendendo em SP, o que teria criado o súbito salto do risco de convertibilidade, que se vê no Gráfico 7A.²⁴

Sendo o risco de convertibilidade um dos componentes do risco país (Brasil), é interessante comparar o comportamento conjunto destes 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).



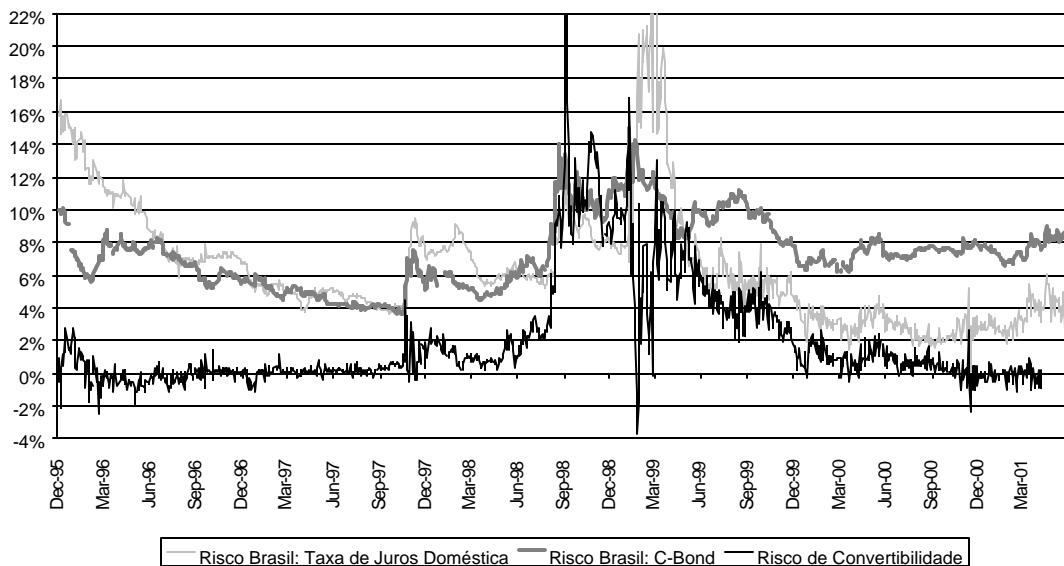
Note-se também que, após a crise asiática, o risco de convertibilidade se aproxima um pouco do risco Brasil, passando a um patamar positivo, diferentemente do período anterior. A partir da crise asiática, o risco Brasil e o risco de convertibilidade passam a andar juntas, com uma diferença de nível.

Durante a crise russa (agosto de 1998), os mercados aprenderam a apreçar este 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

²⁴ 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 SP.

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.

Gráfico 7C
Risco de Convertibilidade no Brasil



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 diferentes 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 Long Term Capital Management* (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 EUA. 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*.²⁵ 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*.²⁶

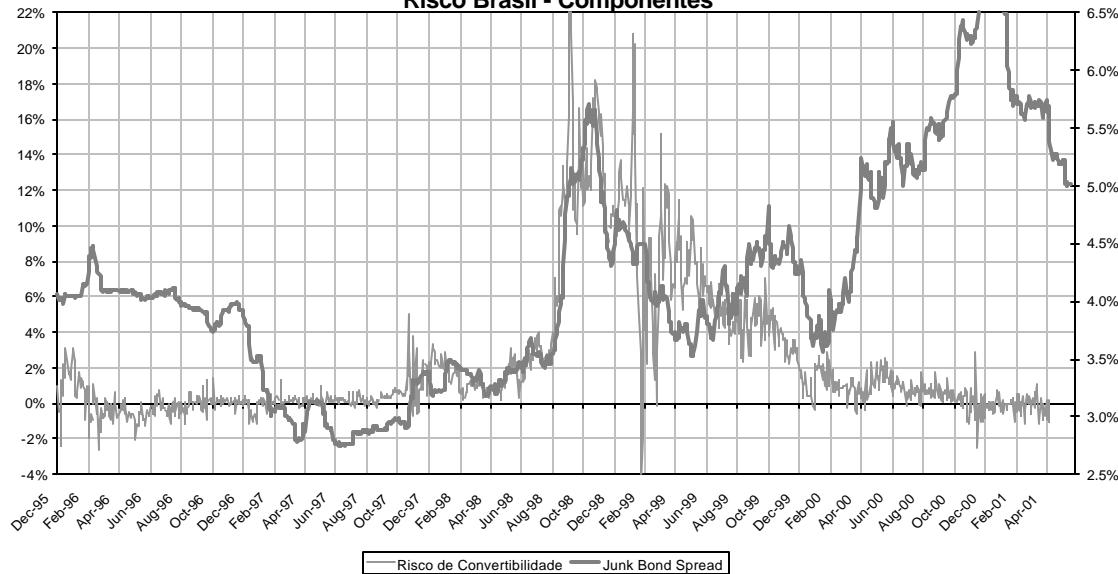
O *US 10-Year Junk Bond Spread* mede, portanto, o apetite de risco do mercado de renda fixa dos EUA. O Gráfico 8A apresenta a série do *US 10-Year Junk Bond Spread* em conjunto com o risco Brasil medido através do C-Bond e, o gráfico 8B, em conjunto com o risco de convertibilidade. Vê-se que a demanda por títulos arriscados nos EUA piorou após o colapso do LTCM 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. Este é um fator que afeta os títulos brasileiros, e a taxa de juros doméstica, sobre o qual não se pode ter qualquer controle.



²⁵ Dados obtidos na Bloomberg.

²⁶ Para uma análise mais detalhada da relação entre os *ratings* destas agências e risco país, ver Apêndice 3.

Gráfico 8B
Risco Brasil - Componentes



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 - *forward premium* (FP). Tais correlações foram subdivididas em vários subperíodos e os resultados estão na tabela abaixo.

TABELA 3

	C-BOND RC	- RC - FP	C-BOND - FP	RB - JBS	C-BOND - JBS	RB - RC
PRÉ CRISES (ATÉ OUT/97)	-0,1302	0,1619	-0,3946	0,7835	0,8327	0,0766
CÂMBIO CONTROLADO (ATÉ DEZ/98)	0,7399	0,4399	0,2467	0,6409	0,8626	0,1689
CÂMBIO FLUTUANTE (A PARTIR DE JAN/99)	0,68227	0,4193	0,79327	-0,45289	-0,40608	0,70091
CÂMBIO FLUTUANTE (A PARTIR DE JUN/99)	0,77216	0,67391	0,75058	-0,51784	-0,31865	0,87168
CRISES (CÂMBIO CONTROLADO) (SETEMBRO DE 1997 ATÉ DEZEMBRO DE 1998)	0,8984	0,0303	0,1595	0,6633	0,8848	0,6186

Através da Tabela 3, fica claro que até a crise asiática, o risco de convertibilidade medido através destes 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. Esta 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 estas correlações podem ficar um pouco distorcidas (veja-se 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 1 ano medida através dos contratos de swaps negociados na BM&F (o *forward premium – FP*). Ela aumenta como passar do tempo sem se tornar muito forte, não passando de 0,67.

Assim, dois fatos importantes quanto à importância do risco de convertibilidade podem ser observados através destas comparações. O primeiro seria relativo ao processo de aprendizado que ocorreu em relação aos contratos a termo de Real negociados em NY. O segundo fato importante 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 neste risco de convertibilidade.

Um outro resultado bastante interessante é o aumento da correlação entre o forward premium 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, como também passou a afetar a expectativa de depreciação cambial, resultando em uma maior correlação com o *forward premium* (que é a soma da depreciação esperada com o risco cambial).

Claro está, entretanto, que estes não são os únicos determinantes dos riscos Brasil e cambial. Na verdade, estes 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.

TABELA 4
VARIÁVEL DEPENDENTE: CBOND_SPREAD

	COEFICIENTE	DESVIO PADRÃO	ESTATÍSTICA T
C	-0.318114	0.414372	-0.767701
CBOND_SPREAD(-1)	0.703871	0.080633	8.729353
NFSP_EXP1Y(-1)	-4.361887	1.498393	-2.911044
JBS(-1)	0.137766	0.065824	2.092964
IBOVESPA_USS(-1)	-0.082399	0.109880	-0.749903
CA_EXP1Y(-1)	0.164463	0.133697	1.230122
R²	0.888529		
R² ajustado	0.883011		
DW	1.937170		

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 Mai/1999 a Jun/2001, com dados semanais. As variáveis incluídas na regressão são:

- Expectativas para 1 ano à frente das condições fiscais internas (NFSP_EXP1Y – Necessidade de Financiamento do Setor Público, em % do PIB);
- Expectativas de 1 ano à frente para o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos (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 – Junk Bond Spread), já analisado anteriormente;
- condições dos mercados internos, medidas pelo retorno em US\$ da Bolsa de Valores de São Paulo através do IBOVESPA (IBOVESPA_USS).

As variáveis de expectativas para 1 ano vêm de uma pesquisa feita pelo Banco Central com as maiores instituições financeiras e de consultoria²⁷. Ao utilizá-las na regressão, tentamos

²⁷ Estes dados estão disponíveis no site do Banco Central: www.bcb.gov.br

capturar as expectativas do mercado, essenciais na percepção do risco país. E todas as variáveis foram defasadas em uma semana por conta da provável simultaneidade existente.

Os resultados obtidos são bastante bons. Todas as variáveis incluídas na regressão estão com o sinal na direção correta. O R^2 é alto e a regressão passa pelos testes de normalidade e autocorrelação.²⁸ Estes resultados são ainda robustos à inclusão e exclusão de variáveis, onde os níveis de significância não se alteram drasticamente.

Uma característica importante a ser observada é que se excluirmos o componente auto-regressivo do CBOND_SPREAD, como na regressão abaixo, Tabela 5, apesar do R^2 ajustado não ser tão elevado quanto antes (0.78), todos os coeficientes tornaram-se significativos e com os sinais corretos. Assim, podemos concluir que apesar do componente auto-regressivo do CBOND_SPREAD ser relevante para análise, as outras variáveis também o são. No entanto, dado o tamanho reduzido da amostra (108 observações), testes adicionais no futuro ainda são necessários.

TABELA 5
VARÁVEL DEPENDENTE: CBOND_SPREAD

	COEFICIENTE	DESVIO PADRÃO	ESTATÍSTICA T
C	-1.479322	0.772149	-1.915851
NFSP_EXP1Y(-1)	-15.14348	1.438801	-10.52506
JBS(-1)	0.474125	0.086891	5.456573
IBOVESPA_USS(-1)	-0.370655	0.123245	-3.007476
CA_EXP1Y(-1)	0.672620	0.225202	2.986735
R^2	0.794695		
R^2 ajustado	0.786644		
DW	0.849562		

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

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

²⁸ No Apêndice 4 estão testes estatísticos de séries de tempo mais elaborados (testes de causalidade de Granger, testes de raiz unitária, testes de cointegração e VAR), os quais corroboram as estimativas feitas aqui.

economia aberta. Apresentaram-se diversas medidas dos conceitos relevantes, utilizando-se diversos instrumentos financeiros, sobretudos os derivativos financeiros, negociados nos mercados domésticos e internacionais. Realizou-se a mensuração do risco país (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 país (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). Isto demonstra que ambos os riscos têm causas comuns. Ou seja, ao se atacarem tais causas, a redução dos juros domésticos pode ser substancial, pois reduzir-se-ão, 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 *forward premium* (que é igual à soma do risco cambial com a depreciação esperada) aumentou significativamente após a flutuação do câmbio. Ou seja, 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, em se detendo 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

reduzirem 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 esta linha de pesquisa.

VI. REFERÊNCIAS

- ALIBER, R. (1973). "The Interest Rate Parity Theorem: a Reinterpretation". *Journal of Political Economy*, 81, 1451-1459.
- BRANSON, WILLIAM (1969). "The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity". *Journal of Political Economy*, 77, 1028-1035.
- BROCK, PHILIP E ROJAS-SUÁREZ (2000). "Why So High? Understanding Interest Rate Spreads in Latin America". Inter-American Development Bank, Washington, D.C..
- CHEUNG, YIN-WONG (1993). "Exchange Rate Risk Premiums". *Journal of International Money and Finance*, 12, 182-194.
- Contratos BM&F-Especificações dos Contratos a Termo de Troca de Rentabilidade - Swaps (<http://www.bmf.com.br/pages/contratos1/ContratosSwapsRentabilidade1.htm>)
- DOMOWITZ, IAN, MADHAVAN, ANANTH E GLEN, JACK (1998). "Country and Currency Risk Premia in an Emerging Market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 189-216.
- DOOLEY, M. E ISAARD, P. (1980). "Capital controls, Political Risk and Deviations from Interest Rate Parity". *Journal of Political Economy*, 88:2, 370-384.
- ENGEL, CHARLES (1995). "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence". Working Paper No. 5312, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- FAMA, EUGENE (1984). "Forward and Spot Rates". *Journal of Monetary Economics*, 14, 319-338.
- FRANKEL, JEFFREY A. (1991). "Quantifying International Capital Mobility in the 1980's ". Em: Bernheim, B. D. e Shovers, J. B., eds., *National Saving and Economic Performance*, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, Chicago.

----- (1992). "Measuring International Capital Mobility: a Review". *American Economic Review Papers and Proceedings*, 82:2, 197-202.

----- E LEVICH, R. M. (1977). "Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods". *Journal of Political Economy*, 85:6, 1209-1226.

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

-----, E VALPASSOS, M. V. F. (2000). "Capital Flows, Capital Controls and Currency Crisis: the case of Brazil in the 1990s". Em: Larrain, F. ed., *Capital Flows, Capital Controls, and Currency Crises: Latin America in the 1990s*, University of Michigan Press.

-----, E OLIVARES LEANDRO, G. A. (2000). "O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real". Texto para discussão no. 409, Departamento de Economia PUC-Rio, Rio de Janeiro e porvindouro na *Revista Brasileira de Economia*.

HULL, JOHN C. (1997). *Options, Futures, & Other Derivatives*. Terceira Edição. Prentice Hall, New Jersey.

KEYNES, J. M. (1929). "The German Problem". *Economic Journal* 39, 1-7.

KUMHOF, MICHAEL (2000). "International Capital Mobility in Emerging Markets: New Evidence from Daily Data". mimeo, Stanford University.

LEmgruber, E. F. (1999). "Cupom Límpio, Cupom Sujo e Assincronismo na Coleta das Informações". mimeo.

LEWIS, KAREN K. (1995). "Puzzles in International Financial Market". Em: ROGOFF, KENNETH, E GENE GROSSMAN, (EDS.): *Handbook of International Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam.

OBSTFELD, M. E ROGOFF, K. (1996) *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Mass.: The MIT Press.

OHLIN (1929). "The German Transfer Problem: A Discussion". *Economic Journal* 39, 172-182.

STURZENEGGER, FREDERICO E POWELL, ANDREW (2000). "Dollarization: the Link between Devaluation Risk and Default Risk". mimeo, Universidad Torcuato di Tella.

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

APÊNDICE 1 - DADOS UTILIZADOS

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, onde 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 deste tipo, está se aplicando em uma taxa pós-fixada (variação do CDI/CETIP – DI) e pagando uma taxa pré-fixada (Pré). E a cotação de mercado deste tipo de contrato é a taxa Pré (baseada em dias corridos), taxa esta utilizada no cálculo de risco Brasil.

Taxa de Juros Externa

Como país representativo do resto do mundo foi escolhido os Estados Unidos. E como proxy para esta taxa de juros externa, e que ainda representasse as expectativas de 1 ano para este mercado, foi utilizada a taxa "1-Year Treasury Constant Maturity Rate" (divulgada pelo *Federal Reserve Board of Governors* dos EUA). Esta seria a taxa de juros esperada para 1 ano, formada pelos rendimentos de títulos negociados no mercado, ajustados de forma que representem esta maturidade constante de 1 ano. São interpolações feitas com base na daily yield curve, baseada 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). Estes rendimentos são calculados através da composição de cotações obtidas pelo *Federal Reserve Bank of New York*. Assim, mesmo que não haja nenhum título com vencimento em exatos 1 ano, por essa metodologia é possível obter uma cotação para tal maturidade.

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,²⁹ que se analisados conjuntamente, nos fornecem as informações presentes nos contratos Dol X Pré. Contratos de swap já foram anteriormente explicados e, por serem na verdade muito semelhantes a 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 acima citados, principalmente se considerarmos o período a partir de 1999. Não sendo portanto, este cálculo para a desvalorização esperada uma medida muito distante das reais expectativas na economia. Uma das vantagens de se utilizar estes 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 deste tipo, estará recebendo a rentabilidade do DI e pagando pela variação cambial no período acrescida de uma taxa de juros pré-determinada. Sua cotação de mercado é expressa por esta taxa de juros, sendo esta linear e baseada em dias corridos (ano com 360 dias)³⁰.

Assim, extraiu-se a depreciação cambial esperada através da diferença entre a taxa do contrato DI X Pré e a do cupom cambial limpo³¹ do contrato DI X Dol. Porém, nestes dados de desvalorização esperada, está presente também um prêmio de risco inerente a tais contratos. Prêmio este que pode levar a uma estimativa viesada da depreciação que realmente irá ocorrer no período considerado.

²⁹ Considerando como exemplo os dados do mês de maio de 2000, o número de contratos abertos para Swaps DI X Pré foi 4.875.496, refletindo um volume financeiro negociado de US\$ 24.440.704, com 893.820 contratos negociados. Já 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 que os contratos DOL X Pré, foram abertos 1.127 contratos, não tendo nenhum contrato negociado.

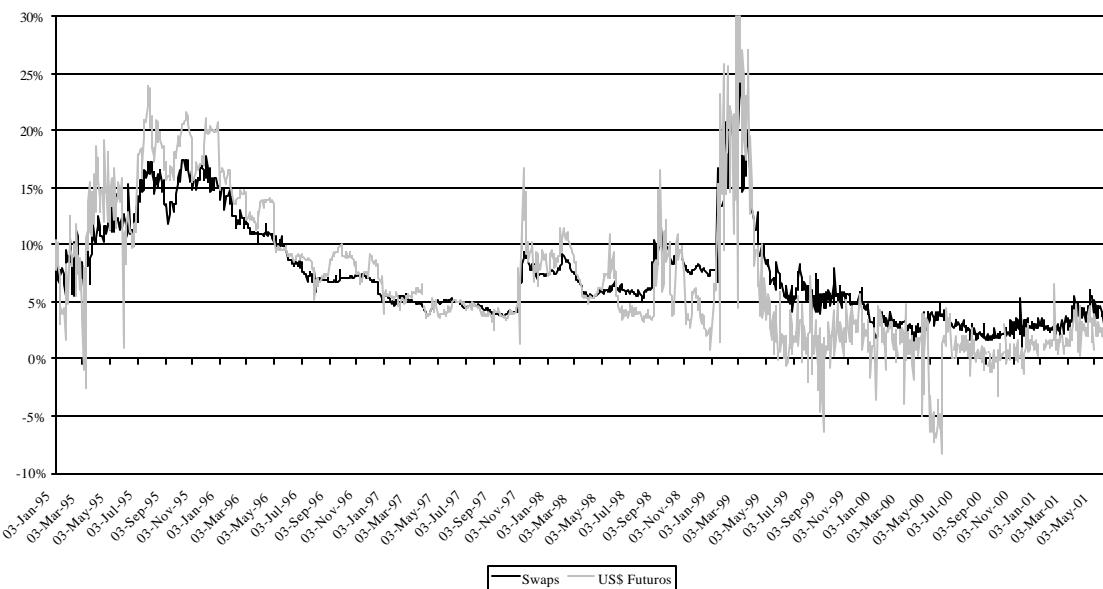
³⁰ Para uma descrição detalhada destes contratos, ver site da BM&F.

³¹ Os dados do cupom cambial foram limpados através de metodologia descrita em Lemgruber (1999).

APÊNDICE 2 - RISCO BRASIL - CURTO PRAZO X MÉDIO PRAZO

O gráfico abaixo mostra o risco Brasil anteriormente analisado através de Swaps e uma medida para curto prazo³², 3 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 prazo. 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 que a volatilidade da medida de 1 ano, cuja volatilidade é 4,2%. Isto reflete o fato de que as expectativas de curto prazo são muito mais sensíveis às mudanças diárias nos mercados financeiros. Na maioria das vezes, estas flutuações devem-se a fatores muito específicos que afetaram as expectativas naquele dia ou semana, mas que em nada estão ligadas a fatores determinantes das condições econômicas de médio e longo prazo. Portanto, o uso do risco Brasil medido com swaps se torna mais adequado que o uso com contratos futuros de dólar.

Risco Brasil - Curto Prazo X Médio Prazo



³² Esta medida de risco-Brasil foi utilizada por Garcia e Valpassos (2000).

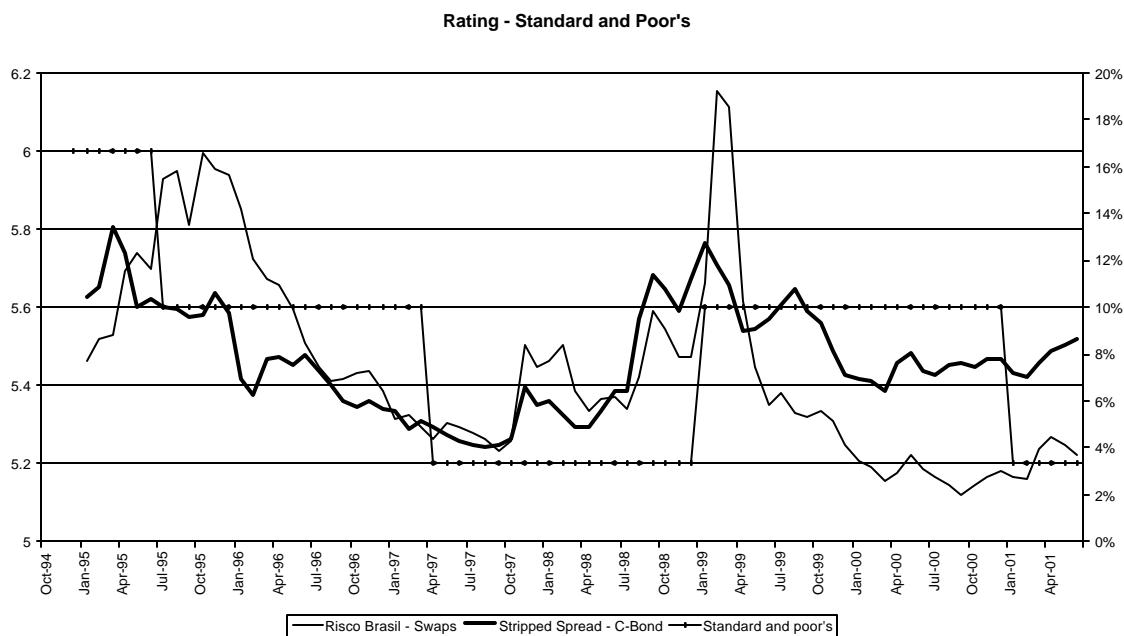
APÊNDICE 3 - AS AGÊNCIAS DE RATING

O risco de um título emitido por um governo em moeda estrangeira está associado ao fato de que o governo não pode 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. Desta 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 públicas quanto as privadas denominadas em moeda estrangeira para avaliar as necessidades de gerar divisas pelos países. Isto pois, na década de 80, houve renegociação de dívidas externas por diversos governos, que se responsabilizaram pelas dívidas do setor privado também.

Para a *Moody's* e *Standard and Poor's*, um *credit rating* é uma opinião acerca da habilidade futura, obrigação legal a 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, estes *credit ratings* não medem por exemplo, riscos associados a perda de valor de mercado destes 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 estes *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.

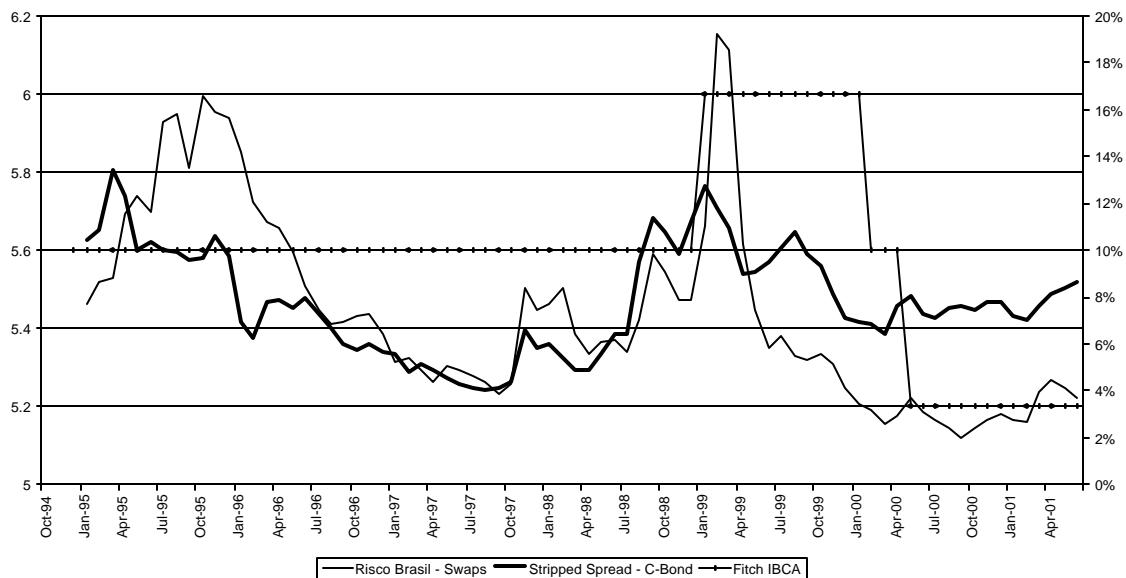
Pode-se observar pelos gráficos a seguir as ações relativas à dívida de longo prazo do Brasil, denominada em moeda estrangeira, de três agências de *credit rating*, *Standard and Poor's*, *Moody's* e *Fitch IBCA*, para o período posterior ao Plano Real. Um fato que pode ser observado é o comportamento defasado³³ destas agências em relação ao comportamento do risco Brasil, medido através do *Stripped Spread do C-Bond* e da medida anteriormente desenvolvida com Swaps.

Através destes 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+.

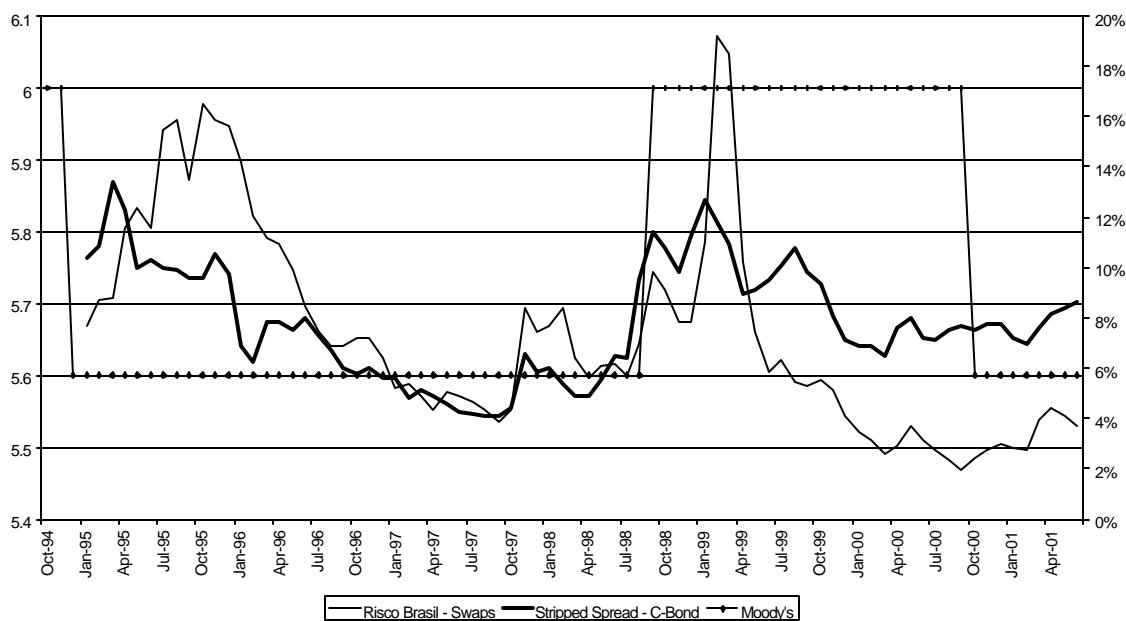


³³ As agências de credit rating classificam de uma forma muito semelhante a dívida de longo prazo e denominada em moeda estrangeira dos países. Para transformar tais classificações em valores que poderiam ser observados nos gráficos, foi feita uma escala de 0 a 10, sendo 10 a pior classificação possível. Ou seja, estes 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 à tal classificação. Desta forma, haverá uma correlação positiva entre o risco país e a classificação destas agências.

Rating - Fitch IBCA

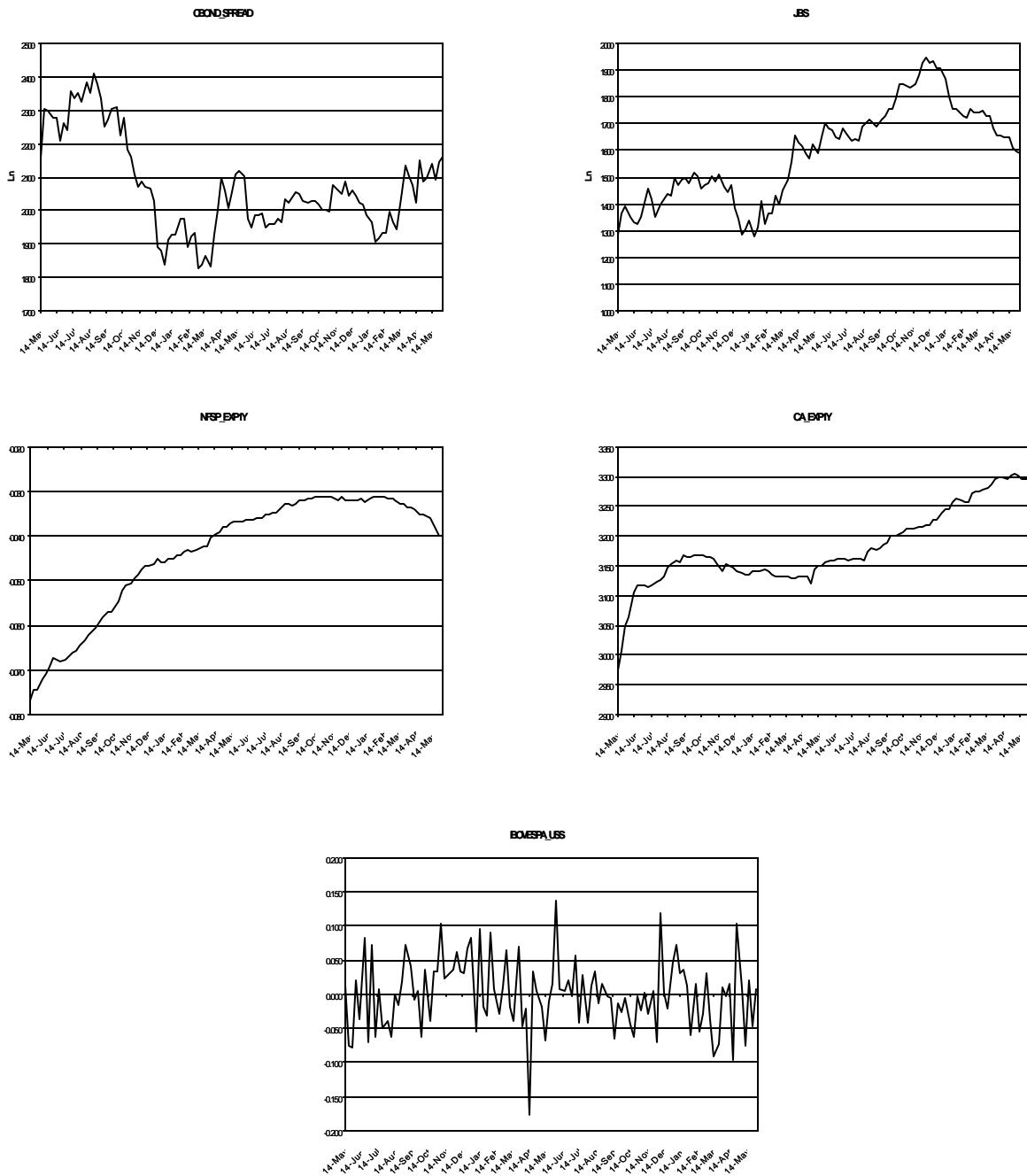


Rating - Moody's



APÊNDICE 4 – 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. Inicialmente, mostramos os gráficos das 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 4 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 abaixo:

TABELA 1: Teste de Raiz Unitária para o CBOND_SPREAD

	<i>Estatística de Teste</i>	<i>Valor Crítico</i> [*]
DF	-0,4067	-1,9432
DFc	-1,8008	-2,8895
DFc,t	-1,3113	-3,4535

^{*} Valores críticos de MacKinnon.

TABELA 2: Teste de Raiz Unitária para o NFSP_EXP1Y

	<i>Estatística de Teste</i>	<i>Valor Crítico</i> [*]
DF	-0,9949	-1,9432
DFc	-2,2712	-2,8895
DFc,t	1,0982	-3,4535

^{*} Valores críticos de MacKinnon.

TABELA 3: Teste de Raiz Unitária para o CA_EXP1Y

	<i>Estatística de Teste</i>	<i>Valor Crítico</i> [*]
DF	2,4719 *	-1,9432
DFc	0,6896	-2,8895
DFc,t	-1,1640	-3,4535

^{*} Valores críticos de MacKinnon.

TABELA 4: Teste de Raiz Unitária para o IBOVESPA_USS

	<i>Estatística de Teste</i>	<i>Valor Crítico</i> [*]
DF	-3,4747 *	-1,9432
DFc	-3,4558 *	-2,8897
DFc,t	-3,6570 *	-3,4535

^{*} Valores críticos de MacKinnon.

TABELA 5: Teste de Raiz Unitária para o JBS

	<i>Estatística de Teste</i>	<i>Valor Crítico</i> [*]
DF	0,4487	-1,9432
DFc	-1,6515	-2,8895
DFc,t	-1,0975	-3,4535

^{*} Valores críticos de MacKinnon.

Como algumas das variáveis em questão não são estacionárias³⁴, testar co-integração com o CBOND_SREAD se torna necessário. Assim, testa-se a existência de co-integração através do teste de Johansen com 4 defasagens e por hipótese, uma tendência determinística linear nos dados.

TABELA 6: Teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e NFSP_EXP1Y

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.086386	11.41116	15.41	20.04	None
0.020233	2.105354	3.76	6.65	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

CBOND_SPREAD	NFSP_EXP1Y
0.762842	15.42873
0.841066	0.118837

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	NFSP_EXP1Y	C
1.000000	20.22533	-1.209678
	(7.09556)	
Log likelihood	790.4427	

³⁴ As variáveis, quando não estacionárias, se mostraram ser integradas de ordem 1 (I(1)) de acordo com estes testes de raiz unitária DFA.

TABELA 8: Teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e JBS

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.036625	7.151501	15.41	20.04	None
0.031609	3.308274	3.76	6.65	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

CBOND_SPREAD	CA_EXBIS
0.082485	-0.071587684
0.766989	1.76804562

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	CA_EXBIS	C
1.0000000	-0.090324756	-1.71326604
	(0.7259285)	
Log likelihood	57136974658	-

TABELA 8: Teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e JBS

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.036625	7.151501	15.41	20.04	None
0.031609	3.308274	3.76	6.65	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

CBOND_SPREAD	JBS
0.082485	0.587684
0.766989	0.104562

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	JBS	C
1.000000	7.124756	-13.46704
	(32.8385)	
Log likelihood	369.4658	-

o que nenhuma delas é co-integrada com o CBOND_SPREAD, testaremos a co-integração Agora só que haja co-integrada CBOND_SPREAD, SPREAD, testar a integração conjunta das mesmas:

este de Co-integração entre CBOND_SPREAD e todas as outras variáveis não-TABELA 9: Teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e todas as outras

teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e todas as outras variáveis não-estacionárias

Series: CBOND_SPREAD NFSP_EXP1Y CA_EXP1Y JBS

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.188756	55.35344	47.21	54.46	None **
0.155371	33.80721	29.68	35.65	At most 1 *
0.131520	16.41488	15.41	20.04	At most 2 *
0.018189	1.890741	3.76	6.65	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

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	

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	NFSP_EXP1Y	CA_EXP1Y	JBS	C
1.000000	12.45761	-2.421240	0.137093	5.953661
	(2.96176)	(0.78587)	(0.29086)	

Log likelihood 1435.729

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

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 likelihood 1444.425

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	NFSP_EXP1Y	CA_EXP1Y	JBS	C
1.000000	0.000000	0.000000 (1.71257)	2.273365	-5.703225
0.000000	1.000000	0.000000 (0.07460)	-0.135672	0.259413
0.000000	0.000000	1.000000 (0.29593)	0.184256	-3.479711

Log likelihood 1451.687

Considerando como variável exógena o IBOVESPA_USS, o resultado se altera. Deve-se considerar que este 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 cointegração.

TABELA 10: Teste de Co-integração entre CBOND_SPREAD e todas as outras variáveis

Series: CBOND_SPREAD NFSP_EXP1Y CA_EXP1Y JBS

Exogenous series: IBOVESPA_USS

Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 5

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.193686	46.98539	47.21	54.46	None
0.110699	25.02656	29.68	35.65	At most 1
0.098439	13.05996	15.41	20.04	At most 2
0.024116	2.489945	3.76	6.65	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. rejects any cointegration at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

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	

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

CBOND_SPREAD	NFSP_EXP1Y	CA_EXP1Y	JBS	C
1.000000	50.20876	2.593646	-3.607802	-2.432886

Log likelihood 1467.769

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

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 likelihood 1473.753

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)

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 likelihood 1479.038

Para se analisar a causalidade nas séries, foram feitos os testes de causalidade de Granger:

TABELA 11
Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	1Lag		2 lags		3 Lags	
	F-Statistics	Prob	F-Statistics	Prob	F-Statistics	Prob
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

Estes testes de causalidade de Granger não indicaram uma causalidade bidimensional em nenhuma das variáveis, não havendo razão para se fazer uma análise de VAR. De qualquer forma, encontram-se a seguir as estimações dos VARs.

TABELA 12: VECTOR AUTOREGRESSION ESTIMATES

Standard errors & t-statistics in parentheses

	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-squared	0.888529	0.997820	0.961066	0.035016	0.987604
Adj. R-squared	0.883011	0.997712	0.959138	-0.012755	0.986990
Sum sq. resids	0.239654	3.75E-05	0.129109	0.278980	0.005096
S.E. equation	0.048711	0.000609	0.035753	0.052556	0.007103
F-statistic	161.0129	9244.298	498.6257	0.732991	1609.374
Log likelihood	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
Mean dependent	2.072420	-0.043153	1.593734	-0.001709	3.181802
S.D. dependent	0.142416	0.012735	0.176872	0.052224	0.062277
Determinant Residual Covariance		5.62E-20			
Log Likelihood		1612.297			
Akaike Information Criteria		-29.57564			
Schwarz Criteria		-28.82625			

TABELA 13: VECTOR ERROR CORRECTION ESTIMATES

Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1
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				
Error Correction:	D(CBOND_SPREAD)	D(NFSP_EXP1Y)	D(JBS)	D(IBOVESPA_USS)	D(CA_EXP1Y)
CointEq1	-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)
R-squared	0.041020	0.267400	0.074135	0.536010	0.266713
Adj. R-squared	-0.017100	0.223000	0.018022	0.507889	0.222271
Sum sq. resids	0.243030	4.31E-05	0.128900	0.282641	0.004462
S.E. equation	0.049546	0.000660	0.036083	0.053432	0.006713
F-statistic	0.705784	6.022533	1.321169	19.06108	6.001409
Log likelihood	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
Mean dependent	-0.001395	0.000327	0.002102	0.000812	0.002750
S.D. dependent	0.049128	0.000748	0.036413	0.076167	0.007612
Determinant Residual Covariance		5.85E-20			
Log Likelihood		1595.071			
Akaike Information Criteria		-29.34096			
Schwarz Criteria		-28.33589			