FACULDADE IBMEC SÃO PAULO

Programa de Mestrado Profissional em Economia

Fernanda Tolaini Gomes Pereira

CURVA A TERMO PARA O RISCO DE CONVERSIBILIDADE: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO O DIFERENCIAL DE JUROS

São Paulo
2009

Fernanda Tolaini Gomes Pereira

Curva a termo para o risco de conversibilidade: Uma abordagem utilizando o diferencial de juros

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade IBMEC São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas
Orientador: Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior – IBMEC São Paulo

São Paulo
2009

Tolaini, Fernanda.

Curva a termo para o risco de conversibilidade: Uma abordagem utilizando o diferencial de juros/ Tolaini Fernanda; orientador José Luiz Rossi Júnior – São Paulo: IBMEC São Paulo, 2009.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Faculdade IBMEC São Paulo.

1. Risco de Conversibilidade 2. Cupom Cambial.
3. Estrutura a Termo.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Fernanda Tolaini Gomes Pereira
Curva a termo para o risco de conversibilidade: Uma abordagem utilizando o diferencial de juros

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: maio/2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior
Orientador

Instituição: IBMEC São Paulo Assinatura: _____

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

Instituição: Insper São Paulo Assinatura: _____

Prof. Dr. Alexandre Soriano de Alencar

Instituição: Kondor Invest Assinatura: _____

DEDICATÓRIA

À minha família reservo poucas palavras, mas aquelas que me são mais caras. Obrigada por vocês existirem. Obrigada por depositarem em mim a confiança para todas as horas. Sei que vocês se orgulham por eu ter atingido mais essa etapa.

Converto esse orgulho que sentem por mim, numa obrigação de, a cada dia, ser mais digna de representá-los e espero nunca os decepcionar.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer, em primeiro lugar, ao meu orientador, José Luiz Rossi Júnior, pelo compromisso assumido e pela disponibilidade e interesse em desenvolver o tema de minha escolha. Agradeço ainda por ter sido, sem dúvida alguma, peça importante na elaboração desse trabalho, contribuindo com sua sabedoria, compreensão e, acima de tudo, exigência nos momentos em que hesitei em aceitar os maiores desafios.

Ao professor Márcio Poletti Laurini, que foi quem me apresentou a literatura sobre modelagem de curvas de juros e esteve presente durante todo o desenvolvimento do trabalho, dando suporte na elaboração computacional do modelo aqui utilizado. Agradeço, acima de tudo pela paciência, mas também pelos ensinamentos, dicas de pesquisa e horas de leitura gastas com meu trabalho.

E, especialmente, à minha família que me apoiou em todos os momentos e principalmente, sempre acreditou na conclusão deste trabalho.

RESUMO

TOLAINI, Fernanda. **Curva a termo para o risco de conversibilidade: Uma abordagem utilizando o diferencial de juros** 2009. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC São Paulo, São Paulo, 2009.

Esta pesquisa se propõe a explicar a flutuação do risco de conversibilidade (*spread*) através de uma medida alternativa ao diferencial de paridade do câmbio, tradicionalmente utilizada na literatura. O prêmio de risco de conversibilidade brasileiro será calculado como o diferencial entre a taxa de juros em dólares pagas no Brasil e a taxa de juros em dólares paga nos EUA.
O trabalho estende a literatura existente em dois aspectos principais: propõe a utilização de contratos futuros negociados em bolsa para a determinação das taxas de juros em ambos os países e utiliza modelagem estatística dinâmica sem restrição de não arbitragem proposta por Diebold e Li (2006) para a determinação das curvas de juros de cada país, impondo posteriormente condição de não arbitragem da paridade descoberta para o cálculo do *spread*.
O modelo poderá ser usado para a estimação do risco de conversibilidade, previsão de curto prazo do *spread* e avaliação dos efeitos da política monetária sobre a percepção de risco de conversibilidade pelos investidores.

Palavras-chave: Risco de Conversibilidade; Cupom Cambial; Estrutura a Termo.

ABSTRACT

TOLAINI, Fernanda. **Convertibility Risk yield curve: An approach using the interest spread** 2009. Dissertation (Mástership) – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC São Paulo, São Paulo, 2009.

This paper has the purpose of explaining the fluctuation of the convertibility risk (spread) through an alternative to the commonly used on the literature, exchange rate parity differential (DPC) measurement. The Brazilian convertibility risk will be calculated as the differential between the interest rate in dollars paid in Brazil and the interest rate in dollars paid within the United States.

The work extends the existing literature in two main aspects: It uses the futures traded in exchanges for the estimation of the interest curves in both countries and uses a statistic dynamic model without arbitrage restriction proposed by Diebold and Li (2006) for the estimation of both yield curves, imposing further arbitrage restrictions to model the risk curve by the spread;

The model might be used to estimate the convertibility risk perception, short term forecast the spread and evaluate the effects of monetary policy over the market risk perception.

Keywords: Convertibility Risks; Cambial Cupom; Term Structure.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 11
2. RISCO CAMBIAL, PAÍS, DE MORATÓRIA E CONVERSIBILIDADE 14
2.1. Risco Cambial 14
2.2. Risco País 15
2.3. Risco de Moratória 16
2.4. Risco de Conversibilidade 19
3. DADOS 22
3.1. Curva Local 22
3.2. Curva Externa 29
4. METODOLOGIA 33
4.1. Estruturação da Arbitragem 33
4.2. Modelagem do *Spread* 34
5. RESULTADOS 39
6. CONCLUSÃO 49
7. REFERÊNCIAS 50
8. APÊNDICES 55
8.1. Equações Para Modelo de Estimação Para a Curva Local e Externa 55
8.1.1. Local 55
8.1.2. Externa 56
8.2. Sistema de Equações e Estimação das Variáveis Latentes 57
8.3. Resultados do Modelo 57
8.4. Testes Estatísticos 59
8.4.1. RCO Modelo x RCO NDF 59
8.4.2. RCO x EMBI 60

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Custos em operações de linha 42
Tabela 2: Resultados da regressão Δ(rco_modelo) = c + Δ(rco_ndf) + ma(1) 45
Tabela 3: Resultados da regressão Δ(rco_720_total) = c + Δ(embi_total(-1)) + ma(1) 48
Tabela 4: Coeficientes do modelo 57
Tabela 5: Variáveis latentes estimadas pelo modelo 58
Tabela 6: Resultados da estimação 58
Tabela 7: P-valores para o teste de raíz unitária Dicey-Fuller das séries RCO360_Modelo e RCO360_ndf. 59
Tabela 8: Resultados da regressão Δ(RCO_Modelo) = c + Δ(RCO_NDF) + ma(1) 60
Tabela 9: P-valores para o teste de raíz unitária Dickey-Fuller 60
Tabela 10: Resultados da regressão Δ(rco_720_total)=c+Δ(embi_total(-1))+ma(1) 60
Tabela 11: Teste de Andrews para quebra de série 61
Tabela 12: Resultados da regressão: Δ (rco_720_total) = c + Δ (embi_total(-1) + dumml + dummpul + ma(1) 62

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Medidas para o risco de moratória soberana do Brasil 18
Figura 2: Prêmio de conversibilidade – Medida Convencional 21
Figura 3: Volume diário de futuros de juros (DI) negociados na BM&F 27
Figura 4: Volume diário de termos de cupom cambial (FRA) negociados na BM&F..... 27
Figura 5: Volume diário de futuros de dólar (DOLF) negociados na BM&F 27
Figura 6: Volume diário negociado e registrado no BCB de dólar a vista 28
Figura 7: Cupom cambial observado..... 29
Figura 8: Volume diário negociado de *Eurodollar* (ED) 30
Figura 9: Juros em dólares observado no mercado internacional..... 32
Figura 10: Betas Calculados 40
Figura 11: *Spreads* de Risco 41
Figura 12: Risco de Conversibilidade modelado para um ano (RCO 360 dias)..... 43
Figura 13: Câmbio Contratado 43
Figura 14: de conversibilidade de um ano - Medidas Convencional e Medida Proposta .. 44
Figura 15: *Spreads* de risco para prazos entre 180 e 720 dias 46
Figura 16: RCO e EMBI Brasil 48

1. INTRODUÇÃO

A importância da correta determinação e quantificação dos diversos fatores de risco a que estão sujeitos diferentes ativos negociados no mercado internacional é reconhecida por todos os agentes da sociedade, sejam eles presidentes de bancos centrais que procuram determinar o risco país antes de definirem o patamar das taxas de juros, administradores de *hedge funds* que buscam determinar o risco de moratória de um país antes de comprar títulos para a composição de suas carteiras ou banqueiros e empresários que precisam determinar os riscos de conversibilidade, risco país e de moratória para a correta execução dos *hedges* de suas exposições em diferentes mercados.

O risco país é o fator de risco que está presente em todos os ativos negociados por países emergentes. Sua existência impõe que esses ativos paguem rentabilidades superiores às pagas em países desenvolvidos pelo simples fato de serem negociados direta ou indiretamente por esses países, considerando que ele é diferente para cada país e igual para todos os ativos de um mesmo país. Além de ser uma das medidas econômicas mais importantes para se analisar como um determinado país está sendo visto no contexto da economia global, o risco país é, em conjunto com o risco cambial, fator importante para a determinação do patamar de juros vigentes em um país. A discussão sobre o patamar ideal de juros foi tema bastante abordado, com trabalhos como Branson (1969) e Feldstein e Eckstein (1970) na literatura internacional, e Garcia e Didier (2000) e Vieira (2003) na brasileira.

A decomposição do risco país em seus dois componentes, risco de moratória e de conversibilidade – entendendo-se que o risco de moratória, ou risco soberano, é o risco de um país não pagar ou atrasar o pagamento de suas obrigações financeiras e o risco de conversibilidade é o risco de um país impor medidas restritivas à conta de capitais, retendo dentro de suas fronteiras, por decreto do Banco Central, o capital externo investido - se faz bastante útil para a sua melhor compreensão.

O risco de moratória, ou risco soberano, é uma das características mais estudadas de um país, pois ele é determinado pela capacidade de pagamento de uma nação percebida pelos agentes do mercado financeiro. Há tamanho interesse na determinação desse risco que existem hoje agências, como Moody's, Standard & Poors e Fitch, especializadas em classificar empresas e

países de acordo com sua capacidade de pagamento. A determinação do risco de moratória, ou risco soberano, foi tema explorado na literatura internacional inicialmente em Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e Taffler e Abassi (1994) e, posteriormente, em trabalhos nacionais como Garcia e Didier (2000), que calculam o risco Brasil supondo paridade de juros através dos swaps de taxa de juros pós-fixada versus variação cambial taxa de juros pós-fixada versus taxa de juros pré-fixada e taxas do C-Bond e do IDU e Monteiro e Heck (2003), que estimam o risco país através do cupom cambial negociado na BM&F e das taxas pagas pelos treasuries americanos.

O risco de convertibilidade atua sobre todos os ativos que têm sua liquidação feita em um país emergente e, embora sua determinação seja fundamental ao apreçamento desses ativos, a literatura existente sobre o tema restringe-se a discussões teóricas a cerca da determinação da melhor política a ser adotada por países emergentes.

O Brasil, assim como outros países emergentes, adota o regime de conversibilidade restrita, em que o Governo dispõe de alguns mecanismos, como taxação diferenciada, compra de divisas, limitação de importações e exportações etc., para controlar o fluxo de capitais sempre que julga necessário. A discussão sobre a adoção da conversibilidade plena, regime que elimina o poder normativo do Banco Central, foi tema bastante abordado pela literatura internacional dos anos 90 ao início de 2000, década em que a maioria das nações desenvolvidas migrou para o regime de abertura completa da conta de capitais, com trabalhos como Eichengreen e Mussa (1998), Bhagwati (1998), Krugman (1998), Wyplosz (2001) e mais recentemente com Prasad, Rogoff, Wei e Kose (2003).

No Brasil, discussões gerais sobre o tema podem ser encontradas em Carvalho e Sicsú (2004) e Franco e Pinho Neto (2003), enquanto defesas sobre o melhor regime podem ser alinhadas em dois grupos conforme suas ideologias: Arida (2003(a) 2003(b) e 2004), Bacha (2003) e Arida, Bacha e Lara Resende (2004) defendem a adoção da plena conversibilidade, argumentando que se tal medida fosse adotada no Brasil, haveria redução substancial do risco de conversibilidade (RCO), o que reduziria o custo da dívida soberana. Os autores afirmam que a manutenção da conversibilidade restrita sinaliza ao credor a possibilidade de o Banco Central suspender ou contingenciar os pagamentos ao exterior, o que aumenta a percepção de risco por esses agentes. Já o grupo dos que defendem a manutenção da conversibilidade restrita, argumenta que a liberalização completa causaria um aumento da volatilidade do

câmbio, uma vez que, em momentos de crise os recursos sairiam do país com maior facilidade, aumentando assim o prêmio exigido pelo risco cambial e acabando por produzir efeito oposto ao desejado no custo da dívida. Entre os artigos que seguem essa linha de pensamento, podemos citar Belluzzo e Carneiro (2003), Oreiro et al. (2003) Ferrari Filho et al. (2005) e Paula et al. (2003).

O presente trabalho pretende, cobrindo parcialmente o leque literário, propor uma estrutura de juros a termo para a determinação quantitativa do risco de conversibilidade no Brasil através da diferença entre duas curvas primárias: juros pagos em dólares no Brasil e juros pagos em dólares nos Estados Unidos. A curva brasileira será extraída do cupom cambial e a americana da Libor. A estrutura a termo de risco aqui proposta foi diariamente estimada através de modelo adaptado do original de Nelson e Siegel (1987), de maneira que a curva estimada poderá ser diretamente descrita por suas componentes de curto, médio e longo prazo. A proposta apresentada ajusta os dados observados de forma a estimar uma curva completa de risco para cada dia de observação e possibilita a previsão do comportamento futuro do risco de conversibilidade.

A medida proposta irá contribuir para o debate em torno dos riscos atuantes sobre os diversos ativos cuja liquidação se dá dentro do Brasil, estudando exclusivamente o comportamento do risco de conversibilidade (RCO) através de medida aqui desenvolvida. A medida proposta será ferramenta importante para discussões sobre o regime de conversibilidade a ser adotado no país e poderá ser replicada para outros países em desenvolvimento, que possuírem mercado interno desenvolvido para contratos futuros de juros em moeda forte[1].

O trabalho proposto é integrado pela presente seção de introdução e mais quatro. A segunda seção faz uma breve revisão conceitual sobre risco cambial, risco país e seus determinantes; a terceira destina-se à descrição dos dados levantados e tratamentos aplicados; a quarta descreve a metodologia adotada para estimação das curvas e testes aplicados; e a quinta conclui o trabalho.

---

[1] Chamamos de moeda forte aqui as moedas de países onde não há risco de conversibilidade, tais como a libra da Inglaterra, o dólar dos Estados Unidos e o yene do Japão.

2. RISCO CAMBIAL, PAÍS, DE MORATÓRIA E CONVERSIBILIDADE

Os fatores de risco atuantes sobre os ativos financeiros podem ser divididos em idiossincráticos, ou seja, particulares de cada ativo e comuns, aqueles associados a qualquer ativo com intensidade não necessariamente igual. O risco soberano é idiossincrático para cada país e comum a todos os ativos negociados pelo país. Tal como o risco país, os riscos de moratória, de conversibilidade e cambial são exemplos de demarcações mais amplas de riscos que atuam sobre todos os ativos negociados dentro de um determinado país, de maneira mais ou menos intensa. Faz-se necessário à boa compreensão do trabalho, o entendimento de todos os riscos envolvidos no apreçamento de ativos de um determinado país. Neste capítulo apresentamos alguns fatores de risco comuns a ativos de um mesmo país, que assumem então uma demarcação de âmbito mais geral.

2.1. Risco Cambial

Risco cambial pode ser definido como o risco que o investidor estrangeiro enfrenta de desvalorização de seus títulos em termos de uma moeda forte de referência por efeito de desvalorização da moeda de emissão. Quanto mais volátil e imprevisível for a taxa nominal de câmbio maior será, via de regra, o risco cambial.
O prêmio pelo risco cambial pode ser expresso como:

$$RC = E[e] - F, \tag{1}$$

Onde: RC é o prêmio de risco cambial
E[e] é a expectativa de câmbio futuro
F é o forward negociado no mercado financeiro

O clássico estudo de Fama (1984) aplicado em um grupo de países desenvolvidos encontrou correlação negativa entre o prêmio de risco cambial e a taxa de câmbio futura, sugerindo que em países com moeda forte, o prêmio de risco é negativo.

Estudos posteriores aplicados a países emergentes mostram que para países com moeda fraca o prêmio é positivo. Garcia e Olivares (2000) aplicaram o estudo para o Brasil corroborando a importância do risco cambial na determinação das taxas de juros de países emergentes, entretanto, para o caso do Brasil, a correlação encontrada entre o prêmio de risco cambial e a taxa de câmbio futura foi positiva, sugerindo a existência de prêmio de risco positivo.

Como expectativas não são passíveis de mensuração direta, a medida dessa variável é feita através de técnicas econométricas[2]. Estas podem ser diretamente aplicadas em contratos futuros de câmbio negociados no mercado financeiro, ou alternativamente em paridades futuras indiretamente extraídas de títulos emitidos em moeda estrangeira, sempre que o país possuir tais títulos negociados no mercado secundário internacional. O Brasil possui mercado de futuros de câmbio bem desenvolvido, de onde podemos extrair o risco cambial. Entretanto, a extração da medida através de títulos emitidos em moeda estrangeira tem seu uso limitado no Brasil desde 2002, quando o Tesouro e Banco Central brasileiros pararam de emitir as Notas do Tesouro Nacional série D (NTN-D) e Notas do Banco Central série especial (NBCE), que rendiam variação cambial mais cupom aos seus detentores; contudo, outros bancos Centrais de países emergentes continuam com tais emissões . Domowitz et al. (1998) aplica a técnica para mensurar o Risco Cambial no México usando Cetes e Tesobonos emitidos pelo governo mexicano.

2.2. Risco País

O risco país atua sobre todos os ativos financeiros do país, impondo-lhes uma carga compensatória de prêmio no retorno por eles oferecido. Essa remuneração extra compensa o aumento da probabilidade de moratória, percebido somente pelo fato de o emissor do ativo localizar-se no país emergente.

[2] Uma técnica econométrica bastante utilizada para tal propósito é o filtro de Kalman: um conjunto de equações matemáticas que constitui um processo recursivo eficiente de estimação através da minimização do erro quadrático. Para maiores explicações sobre o funcionamento desse filtro, veja Piet (1991), Durbin e Koopman (2001) e o clássico Jazwinski (1970).

Trabalhos que estudam o comportamento do risco país, como Westphalen (2001), Oya (2001) e Mauro, Sussman e Yafeh (2000), dividem as variáveis que definem o risco país em três subconjuntos: variáveis de solvência e liquidez (razão dívida / PIB, razão serviço da dívida / exportações e reservas internacionais), variáveis de desempenho macroeconômico (crescimento do PIB, inflação e termos de troca) e condições de troca do mercado financeiro internacional (*proxies* para o grau de aversão ao risco). O risco país pode ser definido como a probabilidade comum que os agentes atribuem a determinado país de não cumprir seus compromissos financeiros seja por moratória, atrasos no pagamento ou retenção de recursos. Países desenvolvidos não possuem risco país - o prêmio pelo risco país é nulo, pois a probabilidade de moratória desses governos é nula e há conversibilidade plena e comprovada da conta de capitais, mas em economias emergentes esse prêmio pode ser bem elevado e volátil, o que justifica a dedicação literária a esse tema.

De maneira geral, podemos dividir o risco país em dois componentes de risco capazes de influenciar a capacidade de pagamento dos ativos emitidos por empresas localizadas em território "de risco" de maneira homogênea: risco de moratória soberano e risco de conversibilidade.

O risco de moratória soberano é comum a todas as empresas de uma nação no que diz respeito aos efeitos secundários da declaração de moratória soberana, como a redução de investimentos externos e o encolhimento da oferta de créditos para essa nação. E o risco de conversibilidade refere-se à possibilidade de a nação restringir o fluxo de capitais reduzindo em menor ou maior grau – conforme a disponibilidade de ativos líquidos no exterior – a capacidade das empresas de cumprirem suas obrigações.

2.3. Risco de Moratória

O risco de moratória está associado às operações de crédito concedidas a estados soberanos (nesse caso também chamado de risco soberano), empresas públicas ou privadas e instituições multilaterais. Ele representa o risco de o credor declarar a moratória de sua dívida, entendendo-se por moratória não somente a suspensão do pagamento dos juros ou principal da dívida na data de vencimento, mas também a sua troca ou reestruturação "involuntária".

Até pouco tempo, entendia-se que o risco de moratória de uma empresa de determinada nacionalidade não poderia ser menor do que o risco soberano de sua nação de origem, pois o default soberano induziria à fuga de capitais externos e poderia vir acompanhado de medidas restritivas ao fluxo de capitais. Isso reduziria a capacidade das empresas de gerar fluxo de caixa e, ainda que os recursos estivessem disponíveis, impediria que os mesmos fossem remetidos ao exterior para o pagamento de obrigações financeiras. A partir de junho de 2001, a Moody's flexibilizou a sua política de teto soberano para o *rating* de emissões de empresas, tendo em vista episódios recentes de moratória da dívida externa de países como Paquistão, Rússia, Equador e Ucrânia em que foram permitidos os pagamentos em moeda estrangeira de algumas classes privilegiadas de débitos. Desde então, entende-se o risco de moratória como risco idiossincrático de cada instituição não honrar os seus compromissos financeiros.

Apesar da nova definição de risco de moratória determinar o mesmo como idiossincrático, parte desse risco é altamente correlacionada com o risco soberano do país onde a fonte geradora de caixa da empresa se situa, pois o não pagamento de obrigações por um país induz à redução do fluxo de investimentos e fuga de capital estrangeiro do país, o que reduz a atividade econômica e impacta no fluxo de caixa da empresa, comprometendo a sua capacidade de pagamento. O grau de comprometimento da capacidade de pagamento da empresa dependerá de vários fatores, como capacidade de geração de fluxo de caixa fora do país, sensibilidade da atividade da empresa à redução da atividade, prazo da dívida etc. Da mesma forma, parte do risco de moratória de empresas é impactado pelo risco de conversibilidade do país onde se concentra o capital da empresa, pois, a restrição por parte desse país à saída de capitais implicaria em redução do capital líquido da empresa ainda que a mesma possua capital disponível dentro do país.

As medidas mais comumente utilizadas no monitoramento do risco soberano são:

- DPCs – Diferencial de paridade coberta das taxas de juros pagas pela governo emergente e pelo governo cujo risco é nulo. É o desvio da taxa de juros vigente no país em relação ao que seria expresso pela condição de não arbitragem das taxas de juros interna e externa considerando-se o risco cambial;
- EMBI do país - Índice calculado e divulgado pelo banco JP Morgan que mede o *spread* médio pago pelos títulos soberanos de uma nação;

- *Credit Default Swap* (CDS) - Contratos de proteção contra moratória de empresas e nações que são negociados em sua maioria no mercado de balcão internacional.

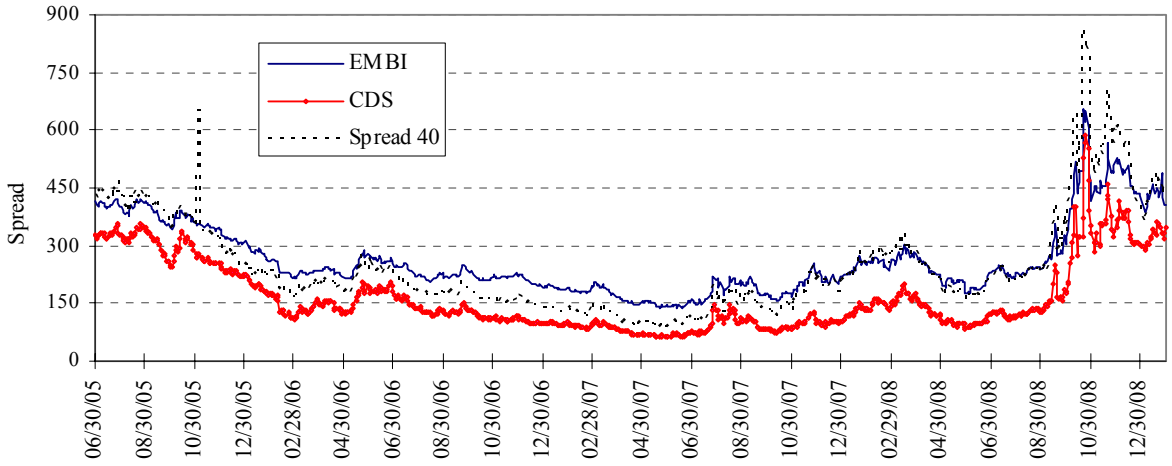

Figura 1: Medidas para o risco de moratória soberana do Brasil
Fonte: Bloomberg

Segundo Frankel (1992), de todas as possíveis medidas existentes para o monitoramento do risco soberano, a mais adequada é o diferencial de paridade coberta das taxas de juros (DPC). Entre os trabalhos que estudaram o diferencial de paridade de juros, podemos citar Frankel e Levich (1997), Dooley e Isaard (1980), Frankel (1992) e mais recentemente, Kumhof (2002).

A forma usual de monitoramento do risco país através do DPC é fazendo uso de estruturas a termo, construídas a partir de títulos soberanos emitidos em dólares, negociados no mercado secundário internacional; nesses modelos, o risco país é calculado pelo *spread* entre os juros pagos pelo título emitido pelo país emergente contra os juros pagos pelo título emitido pelo governo americano, ambos em dólares.

$$RS = i - i^* \qquad (2)$$

Onde: RS é o risco soberano

i é a taxa paga pelo título soberano do mercado emergente

i* é a taxa paga pelo título soberano do mercado desenvolvido

A medida pode também ser extraída, de maneira análoga, dos títulos emitidos pelo país emergente em moeda local desde que se desconte o prêmio pelo risco cambial; entretanto essa medida é menos utilizada devido ao o número restrito de papéis emitidos no mercado internacional que são indexados à moeda do país emissor.

$$RS = r - i^* - RC \quad (3)$$

Onde: RP é o risco soberano

r é a taxa, em moeda local, paga pelo título soberano do mercado emergente

i* é a taxa paga pelo título soberano do mercado desenvolvido

RC é o risco cambial

Alguns estudos como Garcia e Didier (2000) e Monteiro e Heck (2003) propõem medidas alternativas para o risco soberano através do diferencial de juros pagos em instrumentos derivativos negociados em mercado local contra os juros pagos em títulos brasileiros negociados no mercado internacional ou contra os juros pagos em títulos americanos respectivamente.

2.4. Risco de Conversibilidade

Pode ser definido como o risco de retenção, por parte da autoridade monetária, dos capitais necessários ao pagamento de compromissos no exterior.

O termo "controle de capitais" tem sido utilizado para descrever a suspensão temporária ou permanente de direito anteriormente concedido, de converter moeda doméstica em moeda estrangeira através do uso do poder normativo do Banco Central sobre as transações da conta corrente e de capitais. Nesse sentido, se diz que a Malásia recorreu ao controle de capitais em 1998[3].

[3] Para melhor documentação sobre o reestabelecimento do controle de capitais pela Malásia em 1998, leia Kaplan & Rodrik (2001).

A discussão teórica sobre a adoção ou não da chamada conversibilidade plena da conta de capitais está provavelmente próxima de seu esgotamento e podemos simplificadamente dividi-la em duas linhas de pensamentos: os que acreditam na hipótese de mercados eficientes (HME) e defendem a liberalização total da conta de capitais e os que acreditam na imperfeição dos mercados (HMI) e defendem a adoção de controles em países, podendo ser acessada em trabalhos como Carvalho e Sicsú (2004), Eichengreen e Mussa (1998) e Kaminsky e Schmukler (2003).

O mapeamento das medidas de controle adotadas em diferentes países, bem como o mapeamento de seus objetivos primordiais, é um tema de difícil exploração, pois a maioria das medidas restritivas têm finalidades múltiplas como, por exemplo, a restrição a fundos de pensão de investimentos fora do país onde capta recursos. O objetivo formal da medida é o controle do risco para os cotistas, mas sabe-se que tal medida também restringe a saída de capitais de um país. Os objetivos podem ser divididos em imediatos, como controle da taxa de câmbio, taxa de juros e administração de crises na balança de pagamentos, ou mediatos, como aceleração do crescimento, aumento do nível de produção e redução do desemprego. Devido à dificuldade de mapeamento, ainda existe carência de literatura nessa área.

Cardoso e Goldfjan (1997) investigam, empiricamente, os determinantes do fluxo de capital e constroem um Índice de Controle de Capitais (ICC) baseado em alterações na legislação do Brasil para medir alterações na intensidade do controle de fluxo de capitais impostas pelo governo. No cálculo do ICC alterações restritivas à entrada de capitais e liberativas à saída de capitais são computadas com valor positivo enquanto alterações restritivas à saída de capitais e liberativas à entrada possuem valor negativo. O estudo, aplicado ao Brasil de 1988 a 1995, mostra haver correlação positiva entre o fluxo de capitais e o ICC em uma regressão linear onde as variáveis principais na determinação do fluxo de capitais foram o diferencial de juros e a percepção geral de risco. O trabalho observa que o governo é extremamente reativo a alterações no fluxo de capitais, mas a eficácia dos controles é provada na análise de um VAR apenas para o curto prazo.

Já Eichengreen e Leblang (2002), usando dados em painel para cobrir diferentes períodos e diferentes amostras de países, encontram um evidências robustas de que controles de capital operam sob o impacto de crises financeiras: enquanto a crise deprime o crescimento quando a conta de capitais está aberta, os controles neutralizam esse efeito.

Uma medida passível de utilização para a determinação do risco de conversibilidade e utilizada em alguns estudos como Garcia e Didier (2003) é o diferencial da depreciação cambial: toma-se a diferença da cotação do contrato futuro de dólar negociado em Nova Iorque par a cotação do futuro de câmbio negociado no mercado local.

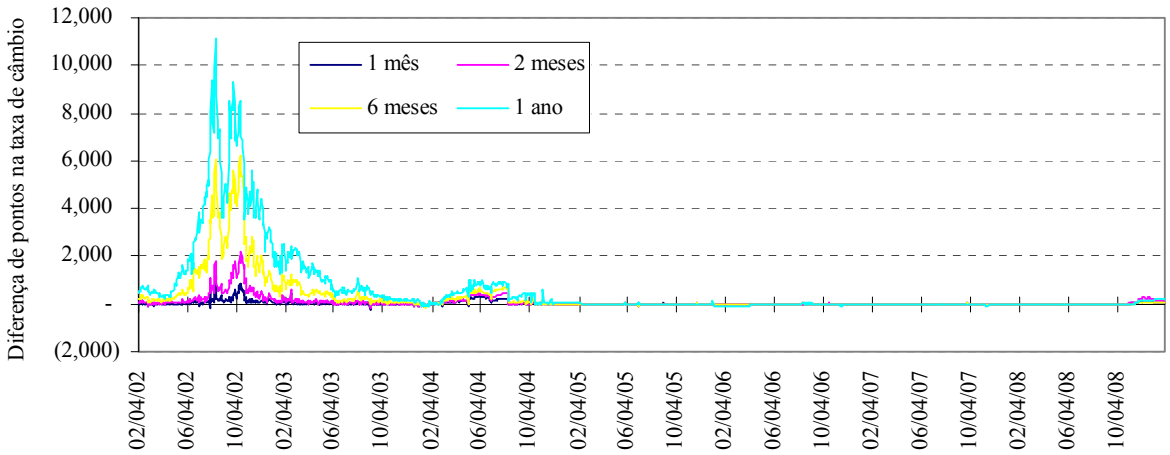

Figura 2: Prêmio de conversibilidade – Medida Convencional
Fonte: Goldman & Sachs

A medida é utilizada no mercado financeiro, entretanto, como os contratos de futuros de dólar (NDF) são negociados no mercado de balcão internacional, o acesso às cotações negociadas é restrito e a confiabilidade da informação dificilmente pode ser comprovada. Dessa forma, a medida extraída desse instrumento acaba por tornar-se pouco utilizada em estudos que exigem maior precisão de informações.

O presente trabalho apresenta uma medida alternativa para a determinação do risco de conversibilidade do Brasil para diversos horizontes de tempo através da imposição da condição de não arbitragem entre os mercados de juros em dólares, local e internacional. A medida proposta é estimada pelo diferencial entre os juros em dólares negociados no mercado local (Cupom Cambial) e externo (Libor).

3. DADOS

Os dados utilizados compreendem o período de 15 de julho de 2005 inclusive a 01 de janeiro de 2009 exclusive. As observações foram tomadas em base diária tal, que se excluiu da amostra as datas em que um dos mercados, onde se negociam os ativos aqui utilizados (Brasil, Londres e Nova Iorque), esteve fechado.

As observações do mercado internacional foram tomadas para os prazos de um dia, sete dias, um mês, dois meses, três meses e, após esses prazos, para os meses do calendário IMM (março, junho, setembro e dezembro). Já as observações para o mercado local foram tomadas mensalmente para os quatro primeiros meses e, em seguida, trimestralmente conforme o calendário BMF (janeiro, abril, julho e outubro). Após a tomada de dados, procedemos então com a interpolação linear dos vértices de ambas as curvas, C_T e L_T, para a uniformização dos vértices, de modo a utilizarmos a modelagem proposta por Diebold e Li (2006) para construção da curva de prêmio por risco de conversibilidade (RCO).

3.1. Curva Local

A curva de juros em dólares negociada no mercado local é chamada de cupom cambial. Em operações desse tipo, o financiador empresta recursos ao tomador na data de contratação e recebe, em troca, no vencimento da operação, o principal em reais corrigido pela variação cambial do período mais um juro linear sobre o valor inicial.

Operações de cupom cambial podem ser feitas diretamente no mercado de balcão entre instituições financeiras, entre bancos e clientes, ou entre o Banco Central do Brasil e instituições financeiras. Entretanto, devido à dificuldade em se obter dados confiáveis do mercado de balcão e à sazonalidade da oferta de linhas de crédito em dólares ofertadas pelo Banco Central, optamos neste trabalho por utilizar o cupom cambial calculado sinteticamente através de instrumentos padronizados negociados em bolsa.

O Brasil possui, desde 1986, uma bolsa específica para negociação de derivativos[4], a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Em 2008 essa bolsa se fundiu com a Bolsa de Valores de

São Paulo (BOVESPA), onde eram negociados ativos de todos os tipos dando origem à terceira maior bolsa do mundo em ativos. Com base nos futuros[5] negociados na BM&FBOVESPA, podemos calcular o cupom cambial sintético para diversos prazos replicando a rentabilidade de uma operação de cupom cambial.

A BM&F divulga diariamente o preço de ajuste de um instrumento chamando DDI, que equivale - a não ser pelo fato de, no primeiro, os ajustes serem pagos apenas no vencimento da operação e, no segundo, pagos diariamente conforme a oscilação de preços do mercado - a um contrato de cupom cambial. O produto DDI pode ser tratado como dois títulos separados (compra-se um e vende-se o outro): um cuja remuneração se dá por uma taxa de juros fixa mais a variação cambial observada entre a data de negociação do título e o vencimento do contrato.

$$R_1 = \left(C_T * \frac{T}{360} + 1 \right) * \left(1 + \Delta e_T \right) \tag{4}$$

Onde: R_1 é remuneração do título 1;

Δe_T é valorização cambial medida pela variação da taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos (PTAX 800 do Banco Central) entre o dia útil anterior à data da operação no mercado futuro e dia útil anterior ao mês de vencimento do contrato;

C_T é cupom cambial sujo (DDI);

T é o número de dias corridos entre a data de negociação do contrato e o vencimento do contrato.

[4] Derivativo é o nome dado à família de mercados em que operações com liquidações futuras são implementadas, tornando possível a gestão do risco de preços de diversos ativos. Quatro modalidades de contatos são negociadas nesses contratos: a termo, futuros, opções e swaps.

[5] Contratos futuros são acordos nos quais as partes são obrigadas a comprar/vender a um preço determinado e estabelecido por elas, determinada quantidade de um ativo, em certa data futura. Esses contratos são padronizados em relação à quantidade e qualidade do ativo, forma de liquidação, garantias e prazos de entrega, tal que na BM&FBOVESPA há ajuste diário pago por *netting* financeiro.

Outro título cuja remuneração se dá pela rentabilidade acumulada do CDI - Taxa de Juro Efetiva de Depósitos Interfinanceiros - calculada a partir do acúmulo das taxas médias diárias de DI de um dia, para o período compreendido entre a data da operação no mercado futuro e o último dia do mês anterior ao mês de vencimento do contrato.

$$R_2 = \prod_{t=1}^{T} (1+i_t)^{\left(\frac{1}{252}\right)} \tag{5}$$

Onde R_2 é remuneração do título 2;

i_t é a taxa CDI negociada no mercado interbancário do dia t;

T é a maturidade do título.

Utilizando-se da hipótese de não arbitragem, o cupom cambial pode então ser calculado igualando-se o retorno desses dois títulos (4) e (5):

$$C_T = \left(\frac{\prod_{t=1}^{T} (1+i_t)^{\left(\frac{1}{252}\right)}}{(1+\Delta e_T)} - 1 \right) * \frac{360}{T} \tag{6}$$

A apresentação conceitual do contrato derivativo de cupom cambial se faz necessária para a compreensão do produto, mas devemos explicar que esse instrumento, embora conceitualmente importante, é pouco negociado devido à distorção provocada pela utilização da PTAX do dia anterior à data de negociação para o cálculo da variação cambial a ser paga.
Por esse motivo, no presente trabalho replicamos a rentabilidade do cupom cambial "limpo" através de outros instrumentos negociados na BM&F com maior liquidez. Para tal, descrevo abaixo as operações que o investidor disposto a fazer uma operação de aplicação em cupom cambial no mercado brasileiro deve fazer:

- Comprar o casado do dólar (vender o dólar *spot* e comprar o dólar futuro cuja liquidação se dá no primeiro dia útil do próximo vencimento BM&F), de maneira a converter o capital em dólares para reais e *hedgear* o risco cambial até o primeiro vencimento da BM&F

$$\Delta Camb = \frac{f_1}{S_0} = \frac{S_0 + C}{S_0} \tag{7}$$

Onde: f1 é o dólar que vence no primeiro vencimento do calendário BM&F;
S0 é o dólar *spot;*
C é o casado do dólar.

- Aplicar o capital convertido em reais em taxa pré-fixada até o primeiro vencimento do calendário BM&F

As taxas pré-fixadas negociadas no mercado de caixa todas as manhãs refletem a expectativa do investidor quanto a flutuações na taxa de aplicação de caixa interbancária e são equivalentes (a menos da diferença de horário ou alguma oscilação na demanda por caixa) às taxas futuras negociadas na BM&F.

$$(1 + DI_1)^{\left(\frac{TU}{252}\right)} = \prod_{t=1}^{TU} (1 + E[i_t] + RJ)^{\left(\frac{1}{252}\right)} \tag{8}$$

Onde: DI_1 é o primeiro futuro de CDI negociado na BM&F expresso em taxa;
RJ é o prêmio pelo risco de alterações na taxa de juros;
TU é o número de dias úteis desde a data de negociação até o primeiro vencimento da BM&F.

- Sempre que a operação for feita por prazo superior a um mês, o investidor deve "rolar" o cupom sintético através do uso do FRA de cupom. Compra-se o contrato de FRA de Cupom para ativar-se em variação cambial mais cupom cambial contra um passivo em CDI. O *Forward Rate Agreement* (ou FRA de Cupom) é um contrato a termo de juros em dólares, que pode ser tratado como dois contratos de DDI, um de vencimento igual ao DDI e outro (base) de vencimento igual ao primeiro vencimento do calendário BM&F[6]:

[6] No penúltimo dia de cada mês, a base (data de início) do contrato de FRA é rolada para o vencimento BM&F posterior . Nesses dias somamos ao casado a rolagem do dólar no cálculo da variação cambial. A informação da rolagem do dólar foi extraída dos ajustes de dólar divulgados diariamente pela BM&F. O ajuste dos futuros de dólar corresponde à taxa média negociada nos últimos 15 minutos de pregão e o dado também foi fornecido pela BMF.

$$\mathrm{FRA_T} = \left[\frac{\left(DDI_{T_i} * \frac{T_T}{360} + 1 \right)}{\left(DDI_1 * \frac{T_1}{360} + 1 \right)} - 1 \right] * \frac{360}{T_T - T_1} \tag{9}$$

Onde: T_T é o número de dias corridos até o vencimento do FRA

T_1 é o número de dias corridos até a data de início do FRA

DDI_T é o cupom cambial para a maturidade T

DDI_1 é o cupom cambial para maturidade igual à data de início do FRA

Dessa forma o cupom cambial resultante das operações acima descritas será calculado por:

$$\mathrm{C_T} = \left[\left(\frac{(DI_1 + 1)^{\left(\frac{T1}{252}\right)}}{\frac{f_1}{S_0}} \right) * \left(FRA_T * \frac{T_T - T_1}{360} + 1 \right) - 1 \right] * \frac{360}{T_T} \tag{10}$$

Onde o primeiro termo dentro do parêntese representa a rentabilidade da aplicação feita por um mês e o segundo termo representa a rolagem da operação do primeiro mês até o vencimento da operação.

Em mercados emergentes um fator que preocupa na modelagem é a liquidez dos instrumentos utilizados, pois instrumentos ilíquidos podem manter preços distorcidos por algum tempo prejudicando a qualidade do modelo. É importante observar que a escolha dos produtos utilizados na construção do cupom cambial foi feita de forma a utilizar os instrumentos mais amplamente negociados de maneira a minimizar efeitos danosos sobre o modelo.

As cotações utilizadas para determinação do cupom cambial brasileiro foram, em sua maioria, obtidas junto à BM&FBOVESPA, de maneira que utilizamos como fechamento de mercado os ajustes[7] dos futuros do DI, FRA de Cupom e do Dólar Futuro . Esses contratos apresentam boa liquidez, como pode ser observado nas figuras 3, 4 e 5:

[7] Preço divulgado como o fechamento do mercado e utilizado como referência para liquidação de operações. Esse preço é o último negócio fechado no call da BMF e em caso de não ter havido negociação desse contrato, a BMF arbitra um preço sem seguir regra aberta.

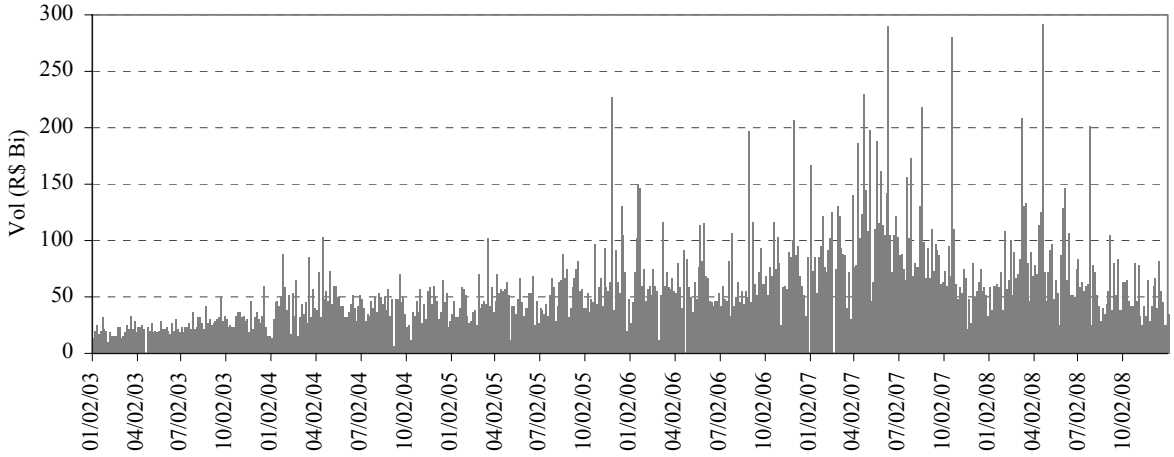

Figura 3: Volume diário de futuros de juros (DI) negociados na BM&F
Fonte: BM&FBOVESPA

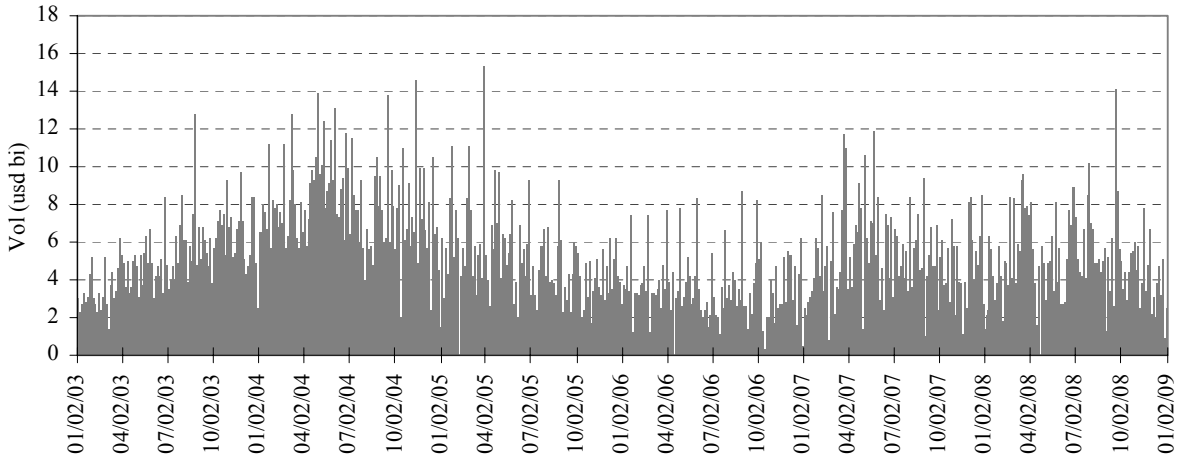

Figura 4: Volume diário de termos de cupom cambial (FRA de cupom) negociados na BM&F
Fonte: BM&FBOVESPA

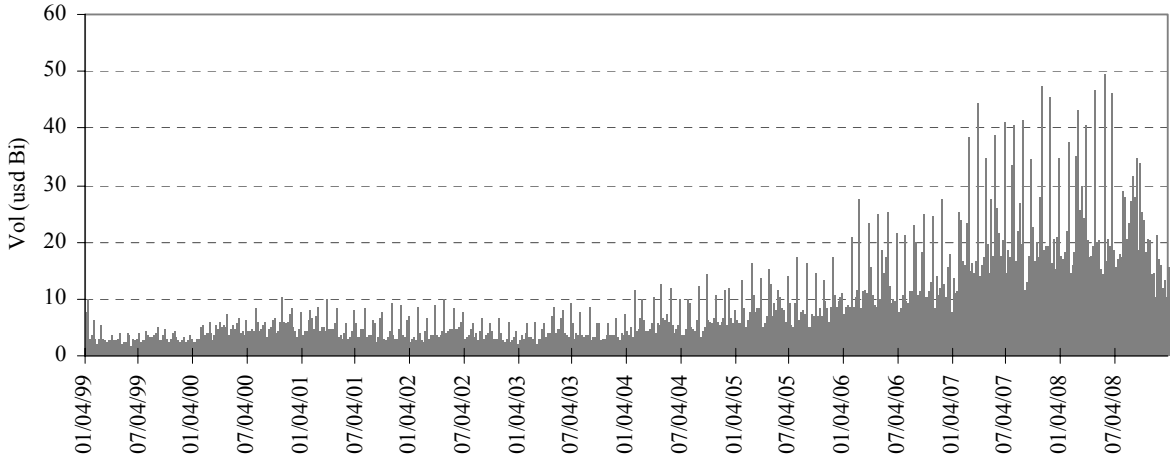

Figura 5: Volume diário de futuros de dólar (DOLF) negociados na BM&F
Fonte: BM&FBOVESPA

Podemos notar que o volume negociado de FRA de cupom é inferior ao dos contratos de DI e DOLF e, mais do que isso, enquanto o volume financeiro diário dos demais derivativos vem aumentando com o passar do tempo, o do FRA de Cupom vem diminuindo, principalmente depois de 2002. Isso se deve à interrupção pelo Banco Central das emissões de títulos em dólares. Entretanto consideramos uma média diária de quatro bilhões de dólares em volume financeiro bastante razoável para um mercado emergente.

Os preços do casado de dólar e dólar *spot* foram os únicos a serem tomados de outras fontes: Broadcast e Sistema de Informações do Banco Central (SISBACEN) respectivamente.

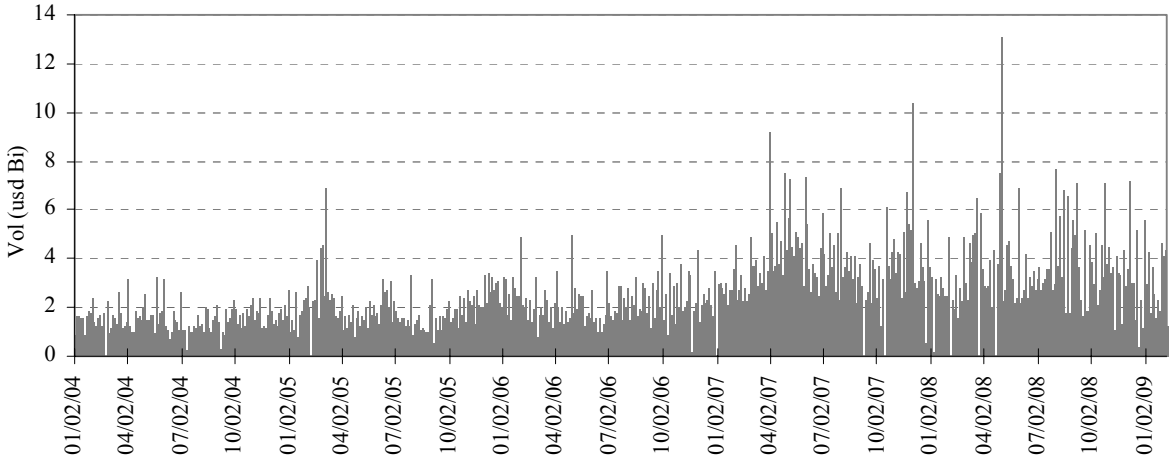

Figura 6: Volume diário negociado e registrado no BCB de dólar a vista
Fonte: SISBACEN

Embora não tenhamos dados históricos do volume de casado negociado, sabemos que tal volume aproxima-se de 80% do volume negociado no mercado de dólar *spot*, pois o instrumento é freqüentemente utilizado para a conversão de produtos com entrega física (dólar *spot*) em produtos sem entrega física (futuro de dólar).

A evolução do cupom observado, calculado a partir dos instrumentos supracitados, para diferentes prazos pode ser observada na figura 7:

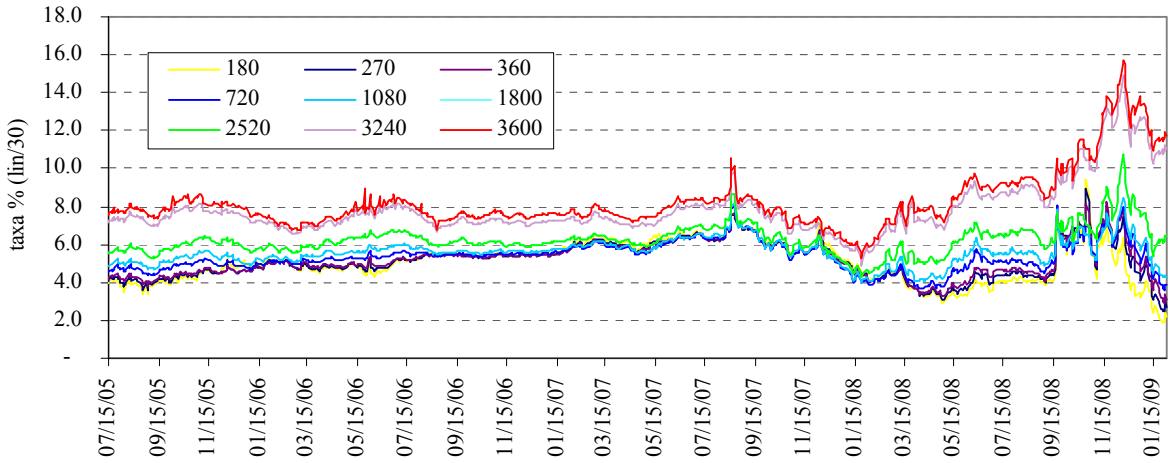

Figura 7: Cupom cambial observado
Fonte: Autora

Observa-se que a curva de cupom cambial manteve-se estável durante boa parte da amostra até o início da crise, acompanhando a manutenção pelo FED da taxa básica de juros americana em patamar fixo. Notamos ainda, a volatilidade para todos os prazos aumentou significativamente no último ano desde o início da Crise do *Subprime*. Além disso, nota-se uma mudança na inclinação das curvas, tal que as taxas de maturidades longas aumentaram significativamente o seu nível, refletindo o aumento da aversão ao risco e as taxas de maturidades mais curtas reduziram o seu nível refletindo um movimento de cortes de juros em todo o mundo.

3.2. Curva Externa

O mercado de *Eurodollar* é o mercado de depósitos financeiros em dólares negociado fora dos Estados Unidos, mais especificamente, em Londres. Em conjunto com *swaps* baseados na taxa de oferta do interbancário de Londres (*London Interbank Offered Rate* – LIBOR), representam o maior e mais líquido mercado de derivativos de caixa (*money market derivatives*), que gira diariamente cerca de 1 trilhão de euros, conforme podemos observar na figura 8.

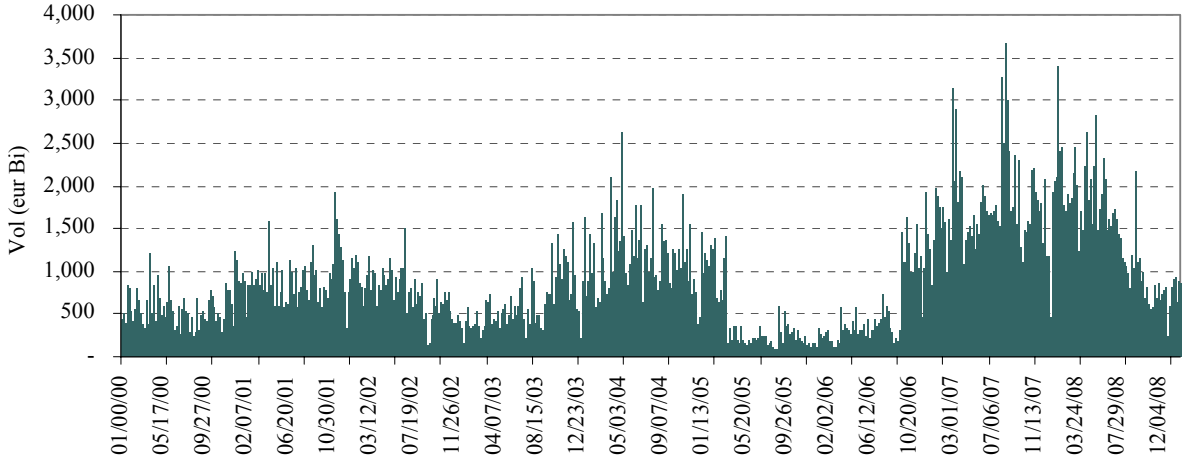

Figura 8: Volume diário negociado de *Eurodollar* (ED)
Fonte: Bloomberg

A curva externa de juros em dólares utilizada na modelagem de risco proposta foi desenvolvida com base nos contratos a termo de *Eurodollar* (ED) que são negociados na Chicago Mercantile Exchange (CME) desde o início dos anos 80.

Esses contratos são negociados nos temos do Mercado Monetário Internacional (IMM), ou seja, em PU que corresponde à subtração da taxa, *coumpounding act/360*, do valor de face (100,00). As taxas podem ser facilmente extraídas dos PUs negociador através da fórmula:

$$ED_T = 100{,}00 - PU \tag{11}$$

Os termos negociados têm duração de três meses a contar da data de início do contrato e os vencimentos ocorrem sempre no 2º dia útil londrino que antecede a 3ª quarta-feira dos meses do calendário IMM.

Até a data de início do primeiro ED em aberto não há contrato de derivativo para os juros americanos passível de negociação em bolsa, ficando esse mercado restrito a operações de balcão (OTC), do qual não dispomos de informações confiáveis. Conforme sugerido em Burghardt (2003), usaremos para esse período, que pode se estender de 1 dia a 3 meses, as taxas Libor negociadas em Londres. A adoção de tal aproximação não nos trará grandes prejuízos de informação, uma vez que descartamos os vencimentos mais curtos (prazos inferiores 180 dias) na modelagem do *spread* de juros.

Podemos calcular a Libor até o início do contrato do primeiro ED (L_0) pela interpolação linear das taxas dos contratos de taxas Libor negociados na Bolsa de Londres e determinadas pela British Bankers Association (BBA) com vencimentos imediatamente anterior e posterior ao vencimento a L_0.

$$L_0 = (L_A) + \frac{(L_P - L_A)}{(T_P - T_A)} * (T_{0,1} - T_A) \tag{12}$$

Onde: L_A é a taxa Libor negociada no contrato de vencimento imediatamente anterior a $T_{0,1}$;

L_P é a taxa Libor negociada no contrato de vencimento imediatamente posterior a $T_{0,1}$;

L_0 é a taxa Libor para vencimento igual ao início do primeiro contrato de ED;

T_A é o prazo do contrato de vencimento imediatamente anterior a $T_{0,1}$;

T_P é o prazo do contrato de vencimento imediatamente posterior a $T_{0,1}$;

$T_{0,1}$ é o número de dias corridos entre o início do primeiro contrato a termo de ED e a data de negociação.

Para cálculo da taxa *spot*, Burghardt (2003) sugere que tomemos o produto do fator de Libor curto pela produtória dos fatores dos EDs de cada vencimento até o vencimento em análise

$$L_T = \left[\left(L_0 * \frac{T_{0,1}}{360} + 1 \right) * \prod_{i=1}^{n} \left(ED_i * \frac{(T_{f,i} - T_{0,i})}{360} + 1 \right) - 1 \right] * \frac{360}{T_{f,n}} \tag{13}$$

Onde: Lt é a taxa de juros spot em dólares negociada no mercado externo para vencimento em t;

ED_i é a taxa do i-ézimo contrato a termo de ED;

$T_{0,i}$ é o número de dias corridos entre o início do i-ézimo contrato a termo de ED e a data de negociação;

$T_{f,i}$ é o número de dias corridos entre a data de vencimento do i-ézimo contrato a termo de ED e a data de negociação;

A evolução das taxas de juros em dólares observadas, construídas a partir dos instrumentos negociados no mercado externo, pode ser observada na figura 9 a seguir:

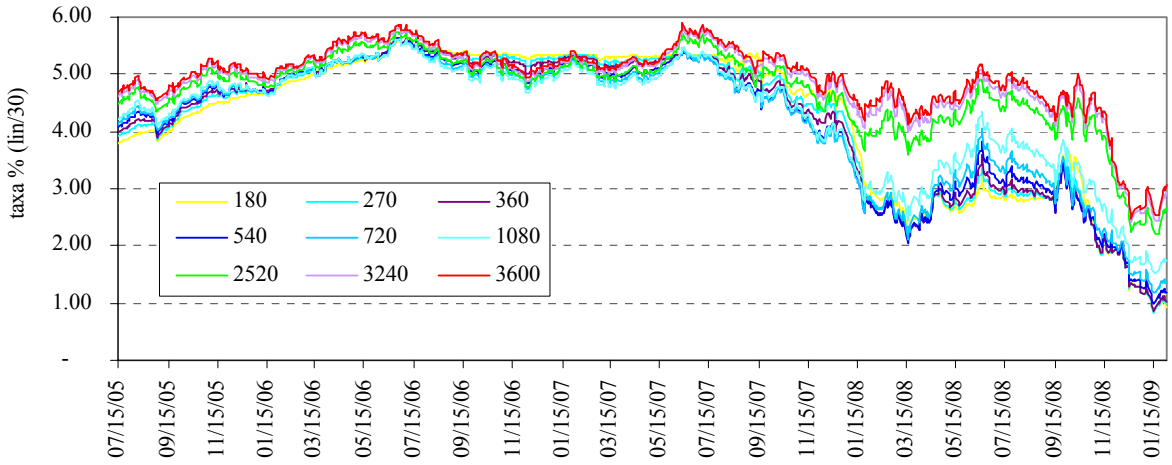

Figura 9: Juros em dólares observado no mercado internacional
Fonte: Autora

Observamos nas taxas, tal como nas taxas locais, um movimento de aumento de volatilidade no período do último ano. Entretanto, a movimentação mais nítida na curva americana foi o declínio do nível em toda a curva, refletindo os cortes de juros do FED e o movimento "*fly to quality*"[8].

[8] Movimento onde investidores, percebendo uma deterioração das condições de mercado, migram para investimentos mais seguros, abrindo mão de retornos maiores para evitar riscos.

4. METODOLOGIA

4.1. Estruturação da Arbitragem

Definimos aqui em nossa modelagem o risco de conversibilidade como sendo a diferença entre os rendimentos pagos em aplicações em dólares feitas dentro do país e fora, em um mercado desenvolvido:

$$RCO = C_t - L_t \tag{14}$$

Onde: RCO é o prêmio pelo risco de conversibilidade;
C_T é o cupom cambial;
L_T é a taxa futura de juros em dólares negociada nos Estados Unidos.

Esse risco de conversibilidade pode ser negociado por instituições financeiras via operações conhecidas como internações, através das quais as instituições financeiras captam recursos no exterior para aplicarem internamente e ficam sujeitas ao risco de conversibilidade do país.

O fluxo desse tipo de operação pode ser definido por quatro operações simples:

- Captação de recursos no mercado externo: a instituição toma dinheiro emprestado por determinado tempo com o compromisso de pagamento futuro do principal mais juros sobre o capital captado;
- Compra de reais (venda de dólares) no mercado *spot*: a instituição utiliza os recursos captados na compra de reais;
- Aplicação do caixa em reais em taxa pré-fixada no mercado local: instituição aplica o capital convertido em moeda local no mercado de caixa local à taxa pré-fixada;
- Venda de reais (compra de dólares) futuro: instituição vende câmbio futuro em montante igual ao valor aplicado corrigido pela taxa de aplicação a fim de proteger-se do risco cambial.

No vencimento a instituição receberá um crédito em moeda local com valor igual ao principal corrigido. Esse crédito será utilizado no pagamento do contrato futuro de câmbio e um outro

crédito (em dólares) será feito em sua conta em mercado internacional, desse crédito, parte se destinará ao pagamento do empréstimo tomado no mercado internacional e parte ficará na conta da instituição como remuneração pelo risco de conversibilidade incorrido na operação.

Dessa forma a instituição tomará dólares ao custo de Libor, converterá os recursos captados em dólares para reais, travará a variação cambial através da compra de dólar futuro e aplicará os recursos em taxa pré-fixada em moeda local. Os três últimos passos podem ser sintetizados em uma única operação em que o investidor aplica os recursos no cupom cambial recebendo como remuneração a variação cambial do período mais o cupom negociado:

$$C_T = \left(\frac{(1+PRE_T)^{\left(\frac{TU}{252}\right)}}{\left(\frac{f_T}{s_0}\right)} - 1 \right) * \frac{360}{T} \tag{15}$$

Onde: C_T é cupom cambial;

T é o número de dias corridos até o vencimento do contrato;

PRE_T é a taxa de captação e aplicação negociada entre bancos.

A hipótese de não arbitragem nos permite afirmar que toda a diferença entre Ct e Lt, o chamado *Spread*, é oriunda do risco de conversibilidade, pois, do contrário, os agentes fariam operações de captação (internação) e aplicação até esgotar todo o prêmio, eliminando qualquer possibilidade de arbitragem.

4.2. Modelagem do *Spread*

A literatura para modelos de estrutura a termo de juros pode ser resumida em três classes de modelos. Na primeira classe estão os modelos de equilíbrio, que são modelos especificados por um processo gerador para taxas de curto prazo e um fator de desconto para relacionar taxas de curto prazo com longo prazo (ver Vasicek (1997), Brennan e Schwartz (1979), Cox et al. (1985) e Duffie e Kan (1996) para exemplos dessa classe de modelos). A segunda classe contempla os modelos de não arbitragem, bastante utilizados no apreçamento de ativos financeiros e marcação de carteiras a mercado, que tem o objetivo exclusivo de ajustar todos

os pontos da curva impondo condições de não arbitragem (ver Heath et al. (1992) para exemplos). Por último, a terceira classe abriga os modelos estatísticos, classe na qual se enquadra o modelo que utilizaremos nesse trabalho (ver Litterman e Scheinkman (1991), Shea (1984), Fisher et al. (1995), Linton et al. (2001), Nelson e Siegel (1987) e Svensson (1994)).

A classe de modelos estatísticos contempla modelos sem embasamento teórico ou restrição de não-arbitragem que apresentam elevado poder de predição conforme evidência empírica (ver Chan et al. (1992) e Jeffrey et al. (2000) para comparação). Dentro dessa classe podemos destacar os modelos estáticos de três fatores de Nelson e Siegel (1987) e quatro fatores de Svensson (1994) por sua ampla difusão e a proposta dinâmica de Diebold e Li (2006) que adapta o modelo de Nelson e Siegel para fazer projeções fora da amostra. Pooter (2007) estuda essa classe de modelos e compara alguns modelos baseados na proposta de Nelson e Siegel (1997) de dois, três e quatro fatores.

A modelagem de estruturas a termo originadas de duas outras também não é novidade na literatura embora seja bem menos explorada do que estruturas a termo modeladas a partir de pontos diretamente observados. He (2000), Liu, Longstaff e Mandell (2000) investigam curva resultante da diferença entre as curvas de swaps de juros dólar-libor e a curva de *treasuries* americana. Sack (2000) extrai uma medida de inflação através da diferença entre títulos do tesouro norte-americano indexados à inflação (TIPS) e a taxas fixas de juros (*treasuries*). Almeida, Duarte e Fernandes (1998) extraem uma curva de risco de crédito através da decomposição de estrutura a termo construída a partir de ativos com risco de crédito e Brooks e Yan (1999) estimam uma curva de *spread* para títulos corporativos americanos, através dos juros pagos nesses títulos e os juros das *treasuries*.

A modelagem utilizada segue a proposta de Brooks e Yan (1999) para modelagem do *spread,* a menos do parâmetro de decaimento, que foi aqui estimado conjuntamente aos demais parâmetros do modelo para ambas as curvas.

A taxa de decaimento representa a maturidade em que a componente de médio-prazo atinge o seu máximo e pode ser fixa, como em Nelson e Siegel (1987), e Brooks e Yan (1999) e assim tornando o modelo linear nos parâmetros, ou variar juntamente com os demais parâmetros do modelo, como em Bliss (1997) e Subramanian (2001).

Brooks e Yan modelam as duas curvas primárias através do modelo Nelson e Siegel e depois determinam o parâmetro de decaimento a ser utilizado para ambas a curvas através de um estudo de aderência do modelo aos dados observados que utiliza do R2 da regressão das curvas modeladas pelas observadas para diferentes valores de □, tomando finalmente o □ que maximiza a aderência de ambas as curvas ao mesmo tempo.

Ao considerarem as taxas de decaimento como iguais, os autores impõe que ambas as curvas atinjam o seu máximo na mesma data, a simplificação, ainda que não faça sentido teórico é adotada, pois permite aos autores construírem a curva de *spread* para qualquer vencimento, uma vez que possuem todos os parâmetros necessários: $\beta 1$, $\beta 2$ e $\beta 3$, estimados através da diferença dos betas de ambas a curvas eλ, imposto como igual ao de ambas as curvas.

A linearização imposta (taxa de decaimento fixa) ao modelo pode ser problemática em curvas mais voláteis como a de países emergentes, por isso no modelo utilizado as taxas de decaimento de ambas as curvas são estimadas em conjunto com os demais parâmetros do modelo de maneira a maximizar a verossimilhança das curvas local e externa simultaneamente.

Além disso, a imposição de igualdade para as taxas de decaimento foi flexibilizada, o que melhorou a aderência do modelo, mas nos limitou na determinação do parâmetro de decaimento da curva final.

As taxas finais, tal como os fatores β_{1D}, β_{2D}, e β_{3D}, foram calculados como diferença simples dos betas primários estimados e das curvas primárias estimadas respectivamente.

O modelo foi estimado através de um sistema espacial (SSPACE) escrito no programa E-views com 24 equações de observação e 6 equações de estado.

As equações de observação contemplam o modelo de Nelson e Siegel (1987) para estimação dos parâmetros das curvas primárias (local e externa) para 12 vértices - 180, 270, 360, 720, 1080, 1440, 1800, 2160, 2520, 2880, 3240, e 3600 dias:

$$y(t) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} * \left[\frac{1 - \exp[t * \exp(\lambda_t)]}{t * \exp(\lambda_t)} \right] - \beta_{3,t} * \exp[t * \exp(\lambda_t)] + e \quad (16)$$

Onde: t é a maturidade da taxa (conhecida)

β_3 é a componente de curto prazo

β_2 é a componente de longo-prazo

β_1 é a componente de médio-prazo

λ é taxa de decaimento

e é o erro aleatório da estimação

As equações de transição nos permitem capturar a dinâmica do modelo, através da proposta de Diebold e Li (2006), determinando as variáveis latentes ($\beta_{1,L}$, $\beta_{2,L}$, $\beta_{3,L}$, $\beta_{1,E}$, $\beta_{2,E}$ e $\beta_{3,E}$) através de ferramenta econométrica que o Eviews disponibiliza, relacionando os seus comportamentos presentes ao observado no passado, conforme a equação 17.

$$\beta_{1,L} = c_1 * \beta_1(-1) + c_2 * \beta_2(-1) + c_3 * \beta_3(-1) + e \quad (17)$$

Os parâmetros das equações do SSPACE e as variáveis latentes (não observáveis): $\beta_{1,L}$, $\beta_{2,L}$, $\beta_{3,L}$, $\beta_{1,E}$, $\beta_{2,E}$ e $\beta_{3,E}$ foram inicialmente estimadas e posteriormente determinados pelo programa[9] de forma a maximizar a verossimilhança do modelo utilizando o Filtro de Kalman.

[9] Observe que duas das variâncias das equações e dois dos fatores latentes (os de menor valor foram escolhidos a fim de não causar prejuízos ao modelo) foram fixados com os valores inicialmente estimados pelo modelo. A determinação desses parâmetros como fixos foi adotada para contornar o problema de identificação do modelo, problema esse que ocorre quando existe mais de um vetor de parâmetros que dá o mesmo máximo da verossimilhança, e assim algum parâmetro é uma combinação linear de outro. Neste caso a solução freqüentemente adotada é fixar ou retirar um parâmetro do modelo.
O problema de identificação é importante já que se o modelo não é identificado não é possível se calcular as variâncias dos parâmetros, já que estas são calculadas usando o inverso da matriz de informação. Se o modelo não é identificado, a matriz de informação não tem posto completo e assim é impossível de ser invertida. Para maior entendimento sobre o tema, ver Rothenberg (1971).

A curva final de *spreads* pôde, finalmente, ser estimada para qualquer vencimento em qualquer data da amostra através da diferença simples das curvas conjuntamente estimadas para ambos os mercados. Podemos ainda interpretar a curva de *spread* pelos parâmetros $\beta_{1,D}$, $\beta_{2,D}$, $\beta_{3,D}$ que foram calculados por diferença simples dos parâmetros estimados para as curvas locais.

5. RESULTADOS

Após calibragem do modelo através do valor inicial dos parâmetros estimados, o sistema espacial foi estimado em 6 iterações até que o logarítimo da verossimilhança atingisse 91.173,86 e os resultados para cada parâmetro podem ser observados no apêndice 3.

O modelo aqui utilizado calcula os parâmetros principais que determinam a estrutura a termo - $\beta_{1,D}$, $\beta_{2,D}$, $\beta_{3,D}$. Esses parâmetros, juntamente com o lâmbda, possibilitam o cálculo do *spread* para qualquer maturidade.

Um das vantagens dos modelos paramétricos baseados em Nelson e Siegel (1987) é que os parâmetros estimados, $\beta_{1,D}$, $\beta_{2,D}$, $\beta_{3,D}$ possuem interpretação de nível, inclinação e curvatura respectivamente[10], facilitando a interpretação e comparação dos resultados obtidos no ajuste da curva. O primeiro fator, ou nível, representa o *spread* médio para toda a curva; choques que provocam mudanças nesse fator representam movimentos paralelos na curva e afetam todos os pontos da curva de maneira homogênea. Entende-se por inclinação o ângulo formado entre o eixo das abscissas e a reta que melhor representa a curva; alterações no segundo fator representam choques que aumentam ou reduzem a diferença de rentabilidades entre investimentos de curto e longo prazo. A curvatura, interpretação atribuída ao terceiro fator, representa a concavidade da curva, ou seja, como a diferença entre as taxas de curto, médio e longo prazo se comporta.

[10] Interpretação proposta por Litterman & Scheikman (1991).

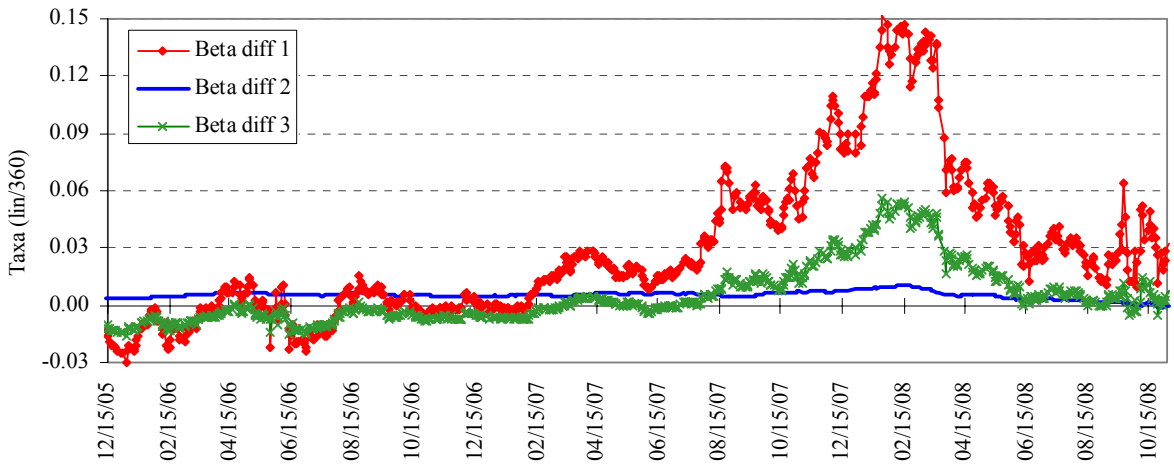

Figura 10: Betas Calculados
Fonte: Autora

Observamos que o nível de *spread* oscilou em torno do zero até o início de 2007, destacando-se o aumento do nível da curva a partir do início da crise do *subprime* em outubro de 2007. A inclinação manteve-se positiva em torno de 0,5% em toda a amostra com baixa volatilidade. Já a curvatura também fica mais positiva com o início da crise, mas apresenta menor volatilidade do que o nível.

Embora a análise dos fatores de inclinação e curvatura seja útil, alguns autores, como Diebold e Li (2006), restringem-se apenas à análise do parâmetro de nível pela facilidade de interpretação. Optamos aqui, entretanto, por analisar o *spread* calculado par alguns prazos ao invés de analisarmos parâmetro de nível por conhecermos as distorções desse parâmetro causadas pela baixa aderência do modelo Nelson e Siegel (1997) para prazos mais longos (ver Koopman et al. (2003) para mais informações sobre modelos baseados em Nelson e Siegel) e pelo efeito de contaminação de *spreads* negativos observados em prazos mais curtos.

Podemos observar o comportamento dos *spreads* de risco para alguns prazos ao longo do tempo na figura 11.

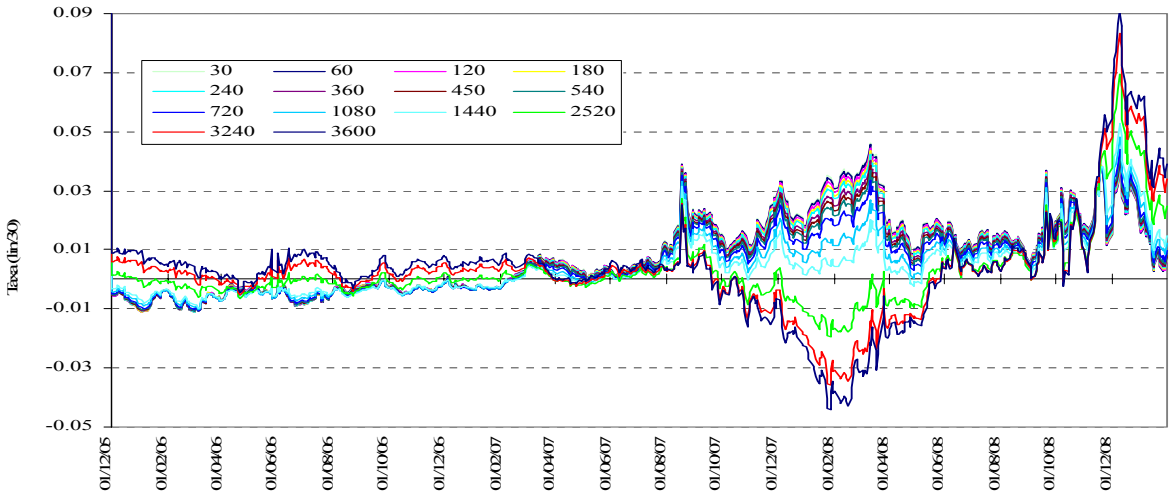

Figura 11: *Spreads* de Risco
Fonte: Autora

Nota-se que, para todas as diferentes maturidades, os *spreads* mantiveram-se constantes de julho de 2005 até março de 2007. Nesse período, o Banco Central Brasileiro, que disputava com a Turquia a liderança em nível de taxas básicas de juros, vinha promovendo sucessivos cortes na taxa básica de juros (de setembro de 2005 a abril de 2007 o Banco Central Brasileiro cortou 7,25 pontos percentuais na taxa SELIC até que a mesma atingisse 12,5% ao ano) a fim de estimular a economia brasileira respeitando a meta inflacionária e os Estados Unidos mantinham a remuneração base de sua economia em 5,25% ao ano. A diferença entre as taxas de remuneração, embora decrescente era bastante atrativa e o fluxo de entrada de capitais oprimia o *spread* de convertibilidade.

O *spread* de risco chegou a ficar negativo em alguns períodos de 2005 a 2007. Essa inversão do *spread* não faz sentido teórico, uma vez que, em países desenvolvidos, o risco de conversibilidade é nulo, mas pode ser explicada se considerarmos o fluxo cambial, custo operacional e segmentação de mercados.

Identificamos três formas principais de segmentação impostas a esse mercado: uma imposta pelo Banco Central do Brasil - investidores não residentes, que participam do mercado externo, não podem atuar no mercado interno a não ser que estejam enquadradas na resolução 2689 do Banco Central do Brasil; outra, resultante do fato de a Bolsa de Mercadorias e Futuros impor ajustes diários às operações e exigir depósito de margem de garantia de

aproximadamente 13%[11] do volume da operação e outra dada pela limitação legal de descasamento de *book* dos participantes do mercado.

Os custos [12] para execução das operações de linha são calculados sobre cada produto envolvido, de tal modo que, no mercado local têm-se os custos de registro, emolumentos e taxa de permanência pagos à BM&F e os custos de corretagem, pagos às corretoras de valores, enquanto no mercado internacional temos apenas os custos de corretagem uma vez que os contratos de NDF são negociados no mercado de balcão. A tabela 01 sintetiza os custos por produto utilizado na execução de uma operação de linha de prazo igual a um ano:

Tabela 1: Custos em operações de linha

Produto	Registro (%Volume)	Emolumentos (%Volume)	Permanência (%Volume)	Corretagem (%Volume)	Total (%Volume)
Futuro de Dólar	0.0001%	0.003%	0.00001%	0.020%	0.023%
Spot de Dólar	0.0001%	0.003%	0.00001%	0.020%	0.023%
Futuro de Juros	0.0001%	0.002%	0.00000%	0.015%	0.017%
FRA de Cupom	0.0000%	0.003%	0.00000%	0.048%	0.051%
NDF NY	0.0000%	-	-	0.010%	0.010%
Total	0.000%	0.011%	0.000%	0.113%	0.125%

Fonte: BM&FBOVESPA, Corretoras Liquidez DTVM e The Boston Consulting Group

Além desses custos há também custos de liquidação e controle das operações, e o custo do risco de crédito (incidente apenas nas operações de NDF, pois, como esse produto é negociado no mercado de balcão não há uma Bolsa que garanta o pagamento de ambas as partes).

A tabela 1 nos mostra que o custo total para a execução de uma operação de linha de prazo igual a um ano é de 0,125% do valor da operação aproximadamente. Observa-se, na figura 15, que o *spread* de vencimento em 360 dias manteve-se mais negativo do que o custo operacional por poucos dias, o que indica que o mercado se arbitra ao perceber a distorção.

[11] As margens de garantia são definidas arbitrariamente pela BM&F e podem ser modificadas sem aviso prévio A Bolsa utiliza um sistema de risco que baseia-se nos conceitos de Teste de Stress e Fator Primitivo de Risco e a margem exigida para cada tipo de contrato pode ser encontrada no site da **B**olsa.

[12] As informações específicas de custos por contrato podem ser obtidas no seguinte endereço de Internet: http://www.bmf.com.br/portal/pages/boletim1/custos Operacionais1.asp

Nota-se que, embora contra-intuitivo, o *spread* negativo pode permanecer por algum tempo sem ser explorado pelo mercado financeiro devido aos custos operacionais, segmentação de participantes e diferença de risco entre produtos.

Figura 12: Risco de Conversibilidade modelado para um ano (RCO 360 dias)
Fonte: Autora

O sinal negativo do prêmio explica-se primeiramente por condições de oferta e demanda (medida através do fluxo cambial). Nesse período havia excesso de liquidez no capital mundial e os investidores procuravam destinos que oferecessem maiores rentabilidades para o seu capital. Nesse contexto o Brasil, com uma das maiores taxas de juros do mundo, era um dos destinos favoritos do capital excedente, como podemos observar na figura 13 através do controle do Banco Central de contratações de câmbio.

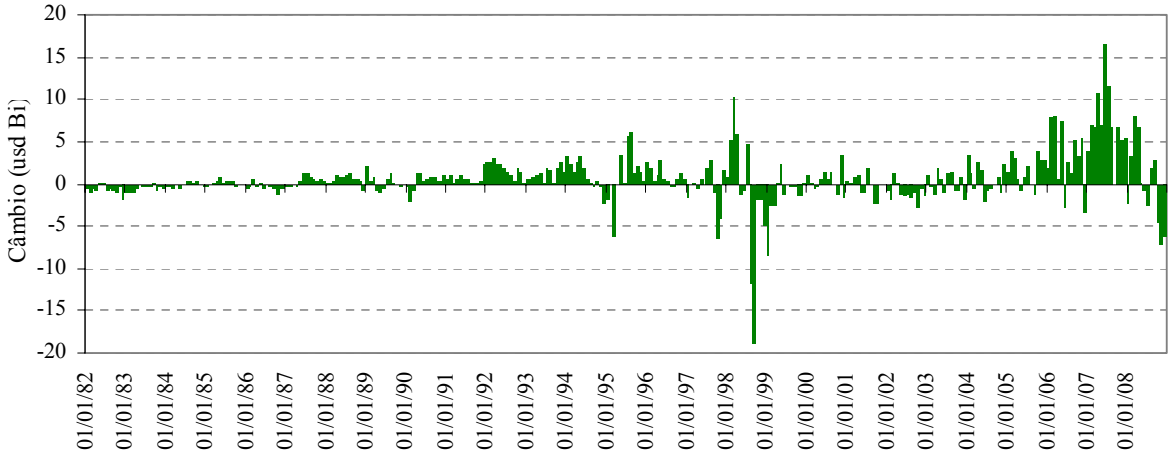

Figura 13: Câmbio Contratado
Fonte: Banco Central do Brasil

A demanda era tamanha que parte dos participantes desse mercado atingiu o seu limite de exposição, (seja ele dado por limites em depósito de margem na Bolsa ou por descasamento de *book*) e os demais participantes começaram a cobrar maiores prêmios na venda de produtos brasileiros, reduzindo o prêmio dos investidores. A rentabilidade auferida em investimentos no país era tão estimulante, que a oferta de capital (fluxo cambial) cresceu a ponto de levar os investidores a pagar um "prêmio" (ou deixar de receber o prêmio de conversibilidade) para poderem investir no país.

É importante observar que essa contaminação no prêmio de risco de conversibilidade também pode ser observada através de medidas extraídas de outros instrumentos como o diferencial das cotações de futuros de dólar negociados dentro e fora do Brasil. A figura 14 mostra o risco de conversibilidade medido através do diferencial de paridades negociadas dentro e fora do Brasil, transformado em taxa linear 360 calculado através dos NDFs e através do modelo proposto.

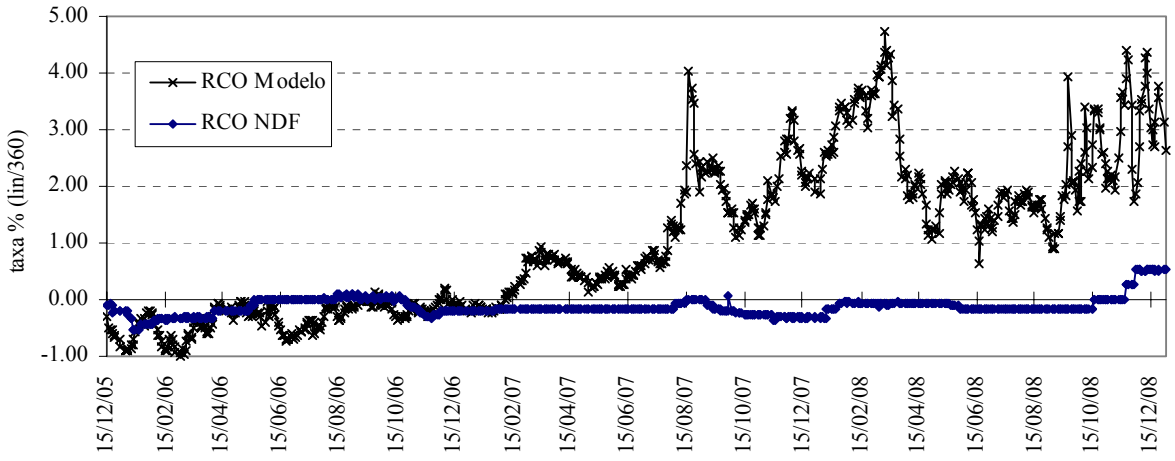

Figura 14: Risco de conversibilidade de um ano - Medidas Convencional e Medida Proposta
Fonte: Goldman & Sachs

Estudamos também a relação das duas séries acima através da análise da regressão da série modelada pela série extraída do câmbio, os detalhes da análise podem ser observados no anexo 4 e o resumo dos resultados encontra-se na tabela 2.

Tabela 2: Resultados da regressão Δ(rco_modelo) = c + Δ(rco_ndf) + ma(1)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
C	0.000027	0.0000836	0.323235	0.7466
Δ (RCO_NDF)	0.12827	0.155559	0.824577	0.4099
MA(1)	0.167862	0.037541	4.471451	0
R^2	0.026923	Variável dependente da média		0.0000282
R^2 Ajustado	0.02411	Desvio padrão da variável dependente da média		0.001911
Desvio Padrão da regressão	0.001888	Critério de Informação Akaike		-9.702297
Soma do quadrado dos resíduos	0.002467	Critério de Schwarz		-9.682683
Log da Máxima Verossimilhança	3374.548	Estatística F		9.572919
Estat. Durbin-Watson	2.007856	Probabilidde (estatística F)		0.000079

Fonte: Autora (2009)

Os resultados, pouco significativos, indicam haver baixa correlação entre o modelo através do diferencial de juros e através do diferencial de paridades, fato que pode ser atribuído a duas causas prováveis:

- Liquidez do mercado: devido à falta de negócios no mercado os bancos tomam o preço de fechamento do dia anterior como melhor estimativa para o fechamento do dia, mantendo assim um retardo de reações a choques externos nos preços de fechamento observados;
- Viés da fonte: pelo fato de o produto NDF ser negociado no mercado de balcão, o aceso à informação é restrito e a informação aqui utilizada como fechamento dos preços foi fornecida por uma só fonte.

Nota-se que o tempo de resposta do RCO modelado pelo diferencial de câmbio a estímulos externos é maior, entretanto, apesar da diferença, o ponto que observamos é que, tal como a medida proposta nesse trabalho, a medida convencional de risco de convertibilidade também assume valores negativos no período de 2005 a 2007.

Procedendo com a análise da curva modelada, pudemos reduzir o efeito distorcivo do fluxo de divisas eliminando vencimentos mais curtos da amostra, mas, embora os vencimentos mais longos sejam menos suscetíveis à influencia do fluxo cambial e com isso apresentem menor volatilidade, eles apresentam a dificuldade de serem pouco negociados em operações de

linhas cambiais. Dessa forma com a intenção de apresentar uma medida passível de negociação (uma vez que nos estamos baseando no princípio de não arbitragem para a construção da medida de risco) e, ao mesmo tempo, eliminar distorções excessivas causadas pela influência do fluxo cambial, nos concentraremos na análise dos resultados para prazos entre 180 e 720 dias.

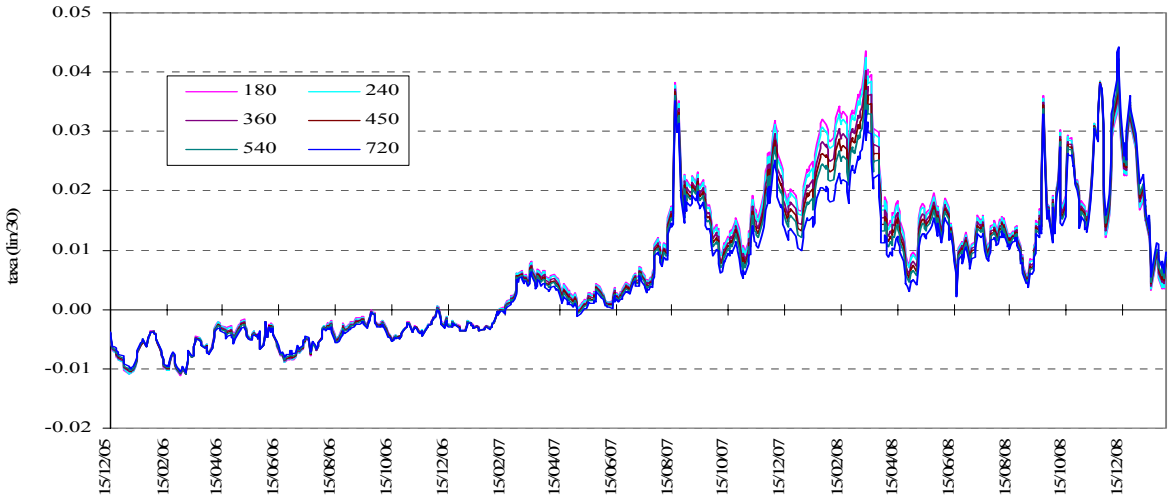

Figura 15: *Spreads* de risco para prazos entre 180 e 720 dias
Fonte: Autora

Observamos que o *spread* se mantém estável no período de dezembro de 2005 a julho de 2006,em torno de -0,5% mesmo com as divergentes políticas monetárias dos Bancos Centrais do Brasil, que reduzia a taxa SELIC, e dos Estados Unidos, que mantinha fixa a LIBOR, assumindo uma trajetória levemente ascendente a partir de julho de 2006.

A reversão da estabilidade do *spread* de risco de conversibilidade em agosto de 2006, não refletiu uma antecipação da crise mundial que viria em 2007, mas sim, um problema que se desenvolvia em paralelo na América Latina, causado pela postura protecionista com tendência socialista de autoridades de alguns governos, como Venezuela e Argentina na América Latina. Nessa época, Hugo Chaves, da Venezuela anunciava um plano de nacionalização do petróleo, Raul Castro assumia o governo em Cuba na ausência do irmão e o Brasil vivia período pré-eleitoral; longe do movimento observado na eleição anterior, em 2002, quando os *spreads* de risco de convertibilidade alcançaram níveis próximos a 30%. Observa-se na figura 15 um aumento na percepção de risco pelos investidores; o mundo olhava para a América

Latina e Brasil com mais cautela, atentando para uma possível mudança na postura adotada pelos governantes, o que poderia incluir maiores restrições à saída de capital.

De meados de 2006 a setembro de 2007 pode-se observar uma tendência crescente moderada do *spread* com uma alta na percepção de riscos políticos na América do Sul.
Em agosto de 2007 os primeiros sinais da crise de *subprime* são percebidos pelo mercado e observamos uma mudança significativa de volatilidade na série de um ano que passa de 0,005 no período de dezembro de 2005 a agosto de 2007 para 0,0081 no período seguinte que se encerra em dezembro de 2008. O movimento tem início em 16 de agosto, quando o *spread* de risco de dois anos salta de 1,8% ao ano para 3,60%, oscilando aproximadamente 100% em uma semana, nessa época o mercado financeiro começa a ter têm sinais concretos da existência de uma bolha de crédito, mas ainda não se tem noção da dimensão dos estragos que a mesma provocará.

Em setembro de 2008, com a quebra do quarto maior banco de investimentos dos Estados Unidos, inicia-se um movimento generalizado de *fly to quality* que pressiona os *spreads,* fazendo-os quintuplicar de patamar em duas semanas e manter-se nesse novo patamar nos meses seguintes.

Em dezembro de 2008, embora a expressiva diferença entre as taxas de juros brasileira e americana (diferença de 1350 pontos percentuais) continuasse sendo forte argumento para atrair capital externo, os *spreads* de risco de convertibilidade se mantiveram em níveis elevados refletindo a persistência do incremento do risco de convertibilidade observada desde agosto de 2007.

A fim de verificar o comportamento da medida proposta de maneira mais quantitativa, comparamos o seu comportamento ao de outra medida bastante difundida tanto no meio acadêmico como no empresarial: a medida de risco soberano do banco JP Morgan, o EMBI Brasil, através de uma regressão simples. É importante observar que reconhecemos a limitação de tal regressão uma vez que a variância do risco de convertibilidade foi alterada na modelagem do spread.

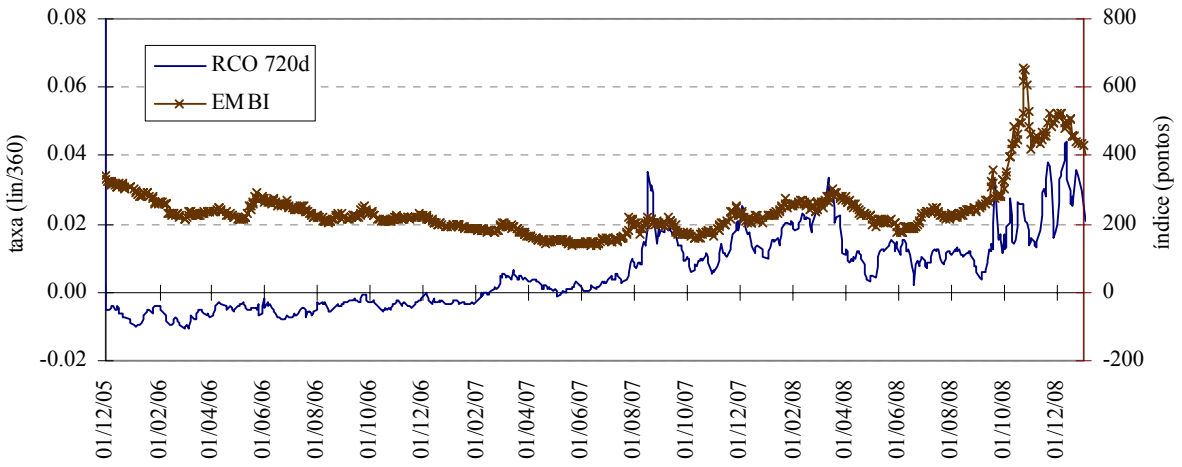

Figura 16: RCO e EMBI Brasil
Fonte: Autora e Bloomberg

O anexo 4 detalha a regressão analisada, mas os resultados resumidos podem ser observados na tabela 3.

Tabela 3: Resultados da regressão Δ(rco_720_total) = c + Δ(embi_total(-1)) + ma(1)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
C	0.00000911	0.0000337	0.27013	0.7871
Δ (EMBI_TOTAL(-1))	0.531448	0.059689	8.90357	0
MA(1)	0.204699	0.037642	5.438001	0
R^2	0.122383	Variável dependente da média		0.0000146
R^2 Ajustado	0.119843	Desvio padrão da variável dependente da média		0.000786
Desvio Padrão da regressão	0.000737	Critério de Informação Akaike		-11.58288
Soma dos resíduos ao quadrado	0.000376	Critério de Schwarz		-11.56324
Log Máxima Verossimilhança	4022.26	Estatística F		48.17965
Estat. Durbin-Watson	2.00973	Probabilidade (F-statistic)		0

Fonte: Autora (2009)

Os resultados da regressão da serie de risco de convertibilidade para um ano contra a série de EMBI Brasil apontam para a existência de um movimento conjunto entre as series, tal que a variação do risco de convertibilidade depende da variação do risco de moratória defasado. A dependência era esperada, uma vez que ambos os fatores compõe o Risco Brasil e, em momentos de crise, é muito difícil dissociar uma componente da outra.

6. CONCLUSÃO

Este artigo estimou o prêmio para o risco de conversibilidade do Brasil, um dos componentes do risco país, para diferentes horizontes de tempo. A curva de risco estimada resulta da diferença de duas outras curvas de juros: cupom cambial do Brasil e juros norte-americanos. O cupom cambial é a taxa de juros em dólar negociada na Bolsa de Mercadorias e Futuros do Brasil através dos contratos de Forward Rate Agreement. A curva de juros norte-americana é dada pela taxa de juros em dólares negociada na Chicago Mercantil Exchange através dos contratos de futuro de Libor. A amostra utilizada contempla dados diários de junho de 2005 a dezembro de 2008.

A medida proposta apresentou comportamento bastante diferente da medida de risco de conversibilidade atualmente utilizada, apresentando coeficientes baixos e pouco significativos na regressão simples aplicada, fato este, oriundo de imprecisões na segunda medida, cujos produtos para estimação são negociados em mercado de balcão, com menos liquidez e aos quais o acesso é restrito. Já a regressão da RCO contra o EMBI Brasil apresentou resultados conforme o esperado: indicando uma relação significativa entre a variação do risco de convertibilidade e o de moratória.

Pesquisas futuras devem estender o estudo apresentado a outros países emergentes que possuam mercado interno de câmbio e juros bem desenvolvidos. Outros estudos poderiam dedicar-se a atualizar o Índice de Conversibilidade da conta de capitais proposto em Cardoso e Goldfjan (1998) e estudar o relacionamento do mesmo com a medida de risco de conversibilidade aqui proposta.

7. REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. I. R.; DUARTE, JR. A. M. & FERNANDES, C.A.C.. Decomposing and simulating the movements of term structure of interest rates in emerging Eurobond markets, **Journal of Fixed Income,** v. 1, p. 21-31, 1998.

ARIDA, P.. Ainda sobre a conversibilidade. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 135-142. 2003

_____. Por uma moeda plenamente conversível. **Revista de Economia Política,** São Paulo, v. 23, n. 3, p. 151-154. 2003.

_____. Aspectos macroeconômicos da conversibilidade: uma discussão do caso brasileiro. In. APRIMORANDO O MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO, 2004. São Paulo.

ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA RESENDE, A.. Credit, interest and jurisdictional uncertainty: conjectures on the case of Brazil. In INFLATION TARGETING AND DEBT: THE CASE OF BRAZIL, 2003. Rio de Janeiro. Disponível em: <http://www.fgvsp.br/institucional/biblioteca/pe/SP000357964.pdf >. Acesso em: 20/04/2009

BACHA, E., 2003. Reflexões pós-cepalinas sobre inflação e crise externa, **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 3, p. 143-150. 2003

BELLUZZO, L. G.; CARNEIRO, R. **O Mito da conversibilidade ou moedas não são bananas.** Suplemento 1 do Boletim Política Econômica em Foco, p. 218-222 - IE, Unicamp, Campinas, 2003.

BHAGWATI, J.. The Capital Myth: The Difference between Trade in Widgets and Trade in Dollars. **Foreign Affairs**, v. 77, p. 7-12. 1998.

BLISS, R. R.. Testing term structure estimation methods. **Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper,** Atlanta, p. 96-12. 1997.

BRANSON, W. B.. The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity. **The Journal of Political Economy**, v. 77, n. 6, p. 1028-1035, 1969.

BRENNAN, M.J.; SCHWARTZ, E. S.. A continuous time approach to the pricing of bonds**.** **Journal of Banking and Finance**, v. 3, p. 133-155. 1979.

BROOKS, R.; YAN, D. Y.. London Inter-Bank Offer Rate (LIBOR) versus treasury rate: evidences from the parsimonious term structure model. **Journal of Fixed Income, v.** 9, n. 1, p. 71-83. 1999.

BURGHARDT, G.. **The Eurodollar futures and options handbook**. 1. New York: McGraw-Hill Library of Investment and Finance, 2003. 350 pgs.

CALVO, G.; LEIDERMAN, L., REINHART, C.. The Capital Inflows Problem: Concepts and Issues. **International Monetary Fund Staff Paper, v.** 40, n. 1, p. 108-151. 1993.

CARDOSO, E.; GOLDFJAN, I.. Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls, **International Monetary Fund Working Paper**, Washington, v. 115, 1997.

CARVALHO, F. & SICSÚ, J.. Controvérsias recentes sobre controles de capitais, **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 2, 2004.

CHAN, K. G. et al.. An empirical comparison of alternative models of term structure of interest rates. **Journal of Finance**, v. 47, p. 1209-1227. 1992

COX, J. C.; INGERSOLL , J. E.; ROSS, S. A.. A theory of the term structure of interest rates. **Econometrica, v.** 53, p. 385-408, 1985.

DIEBOLD, F. X.; LI, C.. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics,** v. 130, p. 337-364, 2006.

DOMOWITZ et al.. International cross-listing and order flow migration: Evidence from as emerging market, **The Journal of Finance,** v. 53, p. 2001-2027, 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

DUFFIE, D.; KAN, R.. A yield-factor model of interest rates**, Mathematical Finance,** v. 6, n. 4, p. 379-406, 1996.

DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J.. A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis, **Biometrika**, v. 89, n. 3, p. 603-616, 2001.

EICHENGREEN, B.; MUSSA, M.. Capital Account Liberalization and the IMF. **Finance and Development**, v. 35, n. 4, p. 16-19,1998.

EICHENGREEN, B.; LEBLANG, D.. Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right?. **National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper,** Cambridge, W9427, 2002. Disponível em: <http://www.nber.org/new_archive/dec02.html>. Acesso em: 20 abr. 2009.

FAMA, E..Forward and spot rates, **Journal of Monetary Economics, v.** 4, n. 3, p. 319-338, 1984.

FELDSTEIN, M.; ECKSTEIN, O.. The Fundamental Determinants of the Interest Rates The Fundamental Determinants of the Interest Rates. **The Review of Economics and Statistics,** v. 52, n. 4, p. 363-375, 1970.

FERRARI, F. F. et al.. Uma avaliação crítica da proposta de conversibilidade plena do Real. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 25, n. 1, p. 133-151, 2005.

FISCHER, M.. Fitting the term structure of interest rates using smoothing splines. **Board of Governors of Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Paper**, Washington, v. 95, n.1, 1995.

FRANCO, G.; PINHO NETO, D. M. A desregulamentação da conta de capitais: limitações macroeconômicas e regulatórias, In. APRIMORANDO O MERCADO DE CÂMBIO BRASILEIRO, 2003. São Paulo. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/Reg_cambial_3.pdf>. Acesso em: 20 abr. 2009.

FRANKEL, J.A. Measuring international capital mobility: a review. **The American Economic Review**, v. 82, n.2, p. 197-202, 1992.

FRANKEL, J. A.; LEVICH, R. M.,. Transactions costs and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 6, p. 1209-1226, 1997.

GARCIA, M.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. In. III ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIAO SUL, 2003. Maringá. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/92/67>. Acesso em: 20 abr. 2009.

GARCIA, M.; OLIVARES, G. **O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o plano Real**. Rio de Janeiro. 2000. 409. Texto para Discussão - Departamento de Economia – Universidade Católica Pontifícia (PUC). Rio de Janeiro. 2000.

HE, H. **Modeling term structures of swap contracts**. Yale School of Management Working Paper, p.0-16, New Haven, 2000.

HEATH, D. et al.. Bond Pricing and the term structure of interest rates: A new methodology for contingent claims valuation. **Econometrica** v. 60, p. 77-105. 1992.

JAZWINSKI, A. H. **Stochastic Processes and Filtering Theory.** Mathematics In. Science and Engineering Academic Press 64, San Diego, 1970.

JEFFREY, A et al. **Flexible term structure estimation: which method is preferred**. Working Paper, Yale International Center for Finance. New Heaven, 2000.

KAMINSKY G.; SCHMUKLER, S. **Short-Run Pain, Long-Run Gain: The Effects of Financial Liberalization**. Working Paper, W9787, National Bureau of Economic Research. Cambridge, 2003. Disponível em: <http://www.nber.org/new_archive/jun03.html>. Acesso em: 20 abr. 2009.

KAPLAN, E; RODRIK, D**. Did the Malaysian capital controls work?**. Working Paper W8142. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2001. Disponível em: <http://www.nber.org/new_archive/mar01.html>. Acesso em 20 abr. 2009.

KOOPMAN et al. **Analyzing the term structure of interest rates using the dynamic Nelson-Siegel Model with Time-Varying Parameters**. Discussion Paper, 07-095/4, Tinbergen Institute, 2003.

KRUGMAN, P.. Can America Stay on Top? **The Journal of Economic Perspectives**, v. 14, n.1, p. 169-175, 2000.

KUMHOF, M. **International capital mobility in emerging markets: new evidence from daily data**. Working Paper, Stanford University, Stanford 2002.

LINTON., O et al.. Estimating Yield Curves by Kernel Smoothing Methods**, Journal of Econometrics,** v. 105, n. 1, p. 185-223, 2001.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J.. Common factors affecting Bond returns, **Journal of Fixed Income,** v. 1, p. 54-61, 1991.

LIU, J.; LONSTAFF, F.; MANDELL, R. **The Market Price of Credit Risk. An empirical analysis of interest Rate Swap Spreads.** Working Paper, Anderson School of Management, UCLA, San Diego, 2000

MAURO, P.; SUSSMAN, N.; YAFEH, Y. **Emerging market spreads: then versus now**. Working Paper 00/190. International Monetary Fund (IMF), 2000.

MONTEIRO, A. A.; HECK, S. K. T. Uma estrutura a termo alternativa para o prêmio de Risco Brasil. In. VII RISKCONTROL COPPEAD, São Paulo, 2003. Disponível em: (http://www.riskcontrol.com.br/arquivos/Seminarios/VII_RISKCONTROL_COPPEAD.pdf). Acesso em: 20 abr. 2009.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F.. Parsimonious Modelling of Yield Curves. **Journal of Business,** v. 60, n. 4, p. 473-489, 1987.

OREIRO J.L. et al. Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira. In. Oreiro, J.L; Sicsú, J.; Paula, L.F. (orgs.). **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**, Barueri/SP, Editora Manole, 2003.

OYA, S. **An analysis of emerging market spreads**. Cooperation Working Paper 3, Japan Bank International. 2001. Disponível em: <http://www.jbic.go.jp/en/research/report/working-paper/index.html>. Acesso em: 20 abr. 2009.

PAULA, L.F. et al. Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política. Em Sicsú, J., Oreiro, J.L. e Paula, L.F. (orgs.). In. **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços.** Barueri: Editora Manole. 2003

PIET, J. The Diffuse Kalman Filter. **The Annals of Statistics…** v. 19, n. 2, p. 1073-1083. 1991.

POOTER DE, M. **Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models – In Sample Fit versus out-of-sample forecasting performance.** Working Paper, Federal Reserve,Washington, 2007.

PRASAD, E. et al. **Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence**, Occasional Paper 220, International Monetary Fund (IMF), Washington, 2003.

ROTHEMBERG, T.J.. Identification in parametric models, **Econometrica**, v. 39, p. 577-591, 1971.

SACK, B. **Deriving Inflation Expectations from Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields**. Working Paper No. 2000-33, Federal Reserve Finance and Economics

Series, Washington, 2000. Disponível em: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/index.html>. Acesso em: 20 abr. 2009.

SHEA, G.. Pitfalls in Smoothing Interest Rate Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 19, p. 253-269, 1984.

SUBRAMANIAN, K. V.. Term Structure Estimation in Illiquid Markets. **The journal of Fixed Income**, p. 77-86, 2001.

SVENSSON, L. E. O., 1994. **Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994**. Working Paper, National Bureau of Economic Research (NBER). Cambridge. 1994 Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w4871>. Acesso em: 20 abr. 2009

TAFFLER, R. J.; ABASSI, B.. Country Risk: A Model for Predicting Debt Servicing Problems in Developing Countries. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)**, v. 147, n. 4, p. 541-568, 1984.

VASICEK, O.. An equilibrium characterization of the term structure. **Journal of Financial Economics**, v. 5, p. 177-188, 1997.

VIEIRA, F. V. Fluxo de capital, risco-Brasil, diferencial de juros e endividamento público: Uma análise econométrica para o Brasil (1995 a 2002). In. VIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, SEP, Florianópolis, 2003. **Anais SEP 01-17...** , Florianópolis, 2003.

WESTPHALEN, M. **The Determinants of Sovereign Bond Credit Spreads Changes**. Working Paper, Université de Lausanne (UNIL), Lausanne, 2001.

WYPLOSZ, C. Financial restraints and liberalization in postwar Europe. In. G. Caprio, P. Honohan e J. Stiglitz (orgs.), **Financial Liberalization, How Far, How Fast**. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.

8. APÊNDICES

8.1. Equações Para Modelo de Estimação Para a Curva Local e Externa

8.1.1. Local

$$y_{180,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}5/\lambda_L)}{0{,}5/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}5/\lambda_L)}{0{,}5/\lambda_L} - \exp(-0{,}5/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z1)}]$$

$$y_{270,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}75/\lambda_L)}{0{,}75/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}75/\lambda_L)}{0{,}75/\lambda_L} - \exp(-0{,}75/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z2}$$

$$y_{360,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-1/\lambda_L)}{1/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-1/\lambda_L)}{1/\lambda_L} - \exp(-1/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z3)}$$

$$y_{720,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-2/\lambda_L)}{2/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-2/\lambda_L)}{2/\lambda_L} - \exp(-2/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z4)}$$

$$y_{1080,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-3/\lambda_L)}{3/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-3/\lambda_L)}{3/\lambda_L} - \exp(-3/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z5)}$$

$$y_{1440,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-4/\lambda_L)}{4/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-4/\lambda_L)}{4/\lambda_L} - \exp(-4/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z(6)}$$

$$y_{1800,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-5/\lambda_L)}{5/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-5/\lambda_L)}{5/\lambda_L} - \exp(-5/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z7)}]$$

$$y_{2160,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-6/\lambda_L)}{6/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-6/\lambda_L)}{6/\lambda_L} - \exp(-6/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z8)}$$

$$y_{2520,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-7/\lambda_L)}{7/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-7/\lambda_L)}{7/\lambda_L} - \exp(-7/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z9)}$$

$$y_{2880,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-8/\lambda_L)}{8/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-8/\lambda_L)}{8/\lambda_L} - \exp(-8/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z10)}$$

$$y_{3240,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-9/\lambda_L)}{9/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-9/\lambda_L)}{9/\lambda_L} - \exp(-9/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z11)}$$

$$y_{3660,L} = \beta_{1,L} + \beta_{2,L} * \left[\frac{1-\exp(-10/\lambda_L)}{10/\lambda_L}\right] + \beta_{3,L} * \left[\frac{1-\exp(-10/\lambda_L)}{10/\lambda_L} - \exp(-10/\lambda_L)\right] + [\mathrm{VAR} = \mathrm{EXP(Z12}$$

8.1.2. Externa

$$y_{180,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}5/\lambda_E)}{0{,}5/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}5/\lambda_E)}{0{,}5/\lambda_E} - \exp(-0{,}5/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V1)]$$

$$y_{270,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}75/\lambda_E)}{0{,}75/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-0{,}75/\lambda_E)}{0{,}75/\lambda_E} - \exp(-0{,}75/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V2$$

$$y_{360,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-1/\lambda_E)}{1/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-1/\lambda_E)}{1/\lambda_E} - \exp(-1/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V3)$$

$$y_{720,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-2/\lambda_E)}{2/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-2/\lambda_E)}{2/\lambda_E} - \exp(-2/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V4)$$

$$y_{1080,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-3/\lambda_E)}{3/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-3/\lambda_E)}{3/\lambda_E} - \exp(-3/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V5)$$

$$y_{1440,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-4/\lambda_E)}{4/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-4/\lambda_E)}{4/\lambda_E} - \exp(-4/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V(6)$$

$$y_{1800,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-5/\lambda_E)}{5/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-5/\lambda_E)}{5/\lambda_E} - \exp(-5/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V7)]$$

$$y_{2160,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-6/\lambda_E)}{6/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-6/\lambda_E)}{6/\lambda_E} - \exp(-6/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V8)$$

$$y_{2520,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-7/\lambda_E)}{7/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-7/\lambda_E)}{7/\lambda_E} - \exp(-7/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V9)$$

$$y_{2880,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-8/\lambda_E)}{8/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-8/\lambda_E)}{8/\lambda_E} - \exp(-8/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V10)$$

$$y_{3240,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-9/\lambda_E)}{9/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-9/\lambda_E)}{9/\lambda_E} - \exp(-9/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V11)$$

$$y_{3660,E} = \beta_{1,E} + \beta_{2,E} * \left[\frac{1-\exp(-10/\lambda_E)}{10/\lambda_E}\right] + \beta_{3,E} * \left[\frac{1-\exp(-10/\lambda_E)}{10/\lambda_E} - \exp(-10/\lambda_E)\right] + [VAR = EXP(V12$$

8.2. Sistema de Equações e Estimação das Variáveis Latentes

$$@\text{STATE}[\beta_{1,L}] = C(700) + C(1)*\beta_1(-1) + C(2)*\beta_2(-1) + C(3)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(C(115))]$$

$$@\text{STATE}[\beta_{2,L}] = C(701) + C(4)*\beta_1(-1) + C(5)*\beta_2(-1) + C(6)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(C(215))]$$

$$@\text{STATE}[\beta_{3,L}] = C(702) + C(7)*\beta_1(-1) + C(8)*\beta_2(-1) + C(9)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(C(315))]$$

$$@\text{STATE}[\beta_{1,E}] = R(312) + R(1)*\beta_1(-1) + R(2)*\beta_2(-1) + R(3)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(R(115))]$$

$$@\text{STATE}[\beta_{2,E}] = R(313) + R(4)*\beta_1(-1) + R(5)*\beta_2(-1) + R(6)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(R(215))]$$

$$@\text{STATE}[\beta_{3,E}] = R(314) + R(7)*\beta_1(-1) + R(8)*\beta_2(-1) + R(9)*\beta_3(-1) + [\text{VAR} = \text{EXP}(R(315))]$$

8.3. Resultados do Modelo

Tabela 4: Coeficientes do modelo

Coeficiente	Valor	Desvio Padrão	Probabilidade
C(1)	1,009953	0,003517	0
C(2)	0,045671	0,000975	0
C(3)	0,029418	0,001723	0
C(4)	-0,02701	0,000381	0
C(5)	0,881153	0,053117	0
C(6)	0,091235	0,002327	0
C(7)	-0,019622	0,001597	0
C(8)	-0,036471	0,000794	0
C(9)	1,025791	0,010055	0
C(115)	-11,54864	0,078175	0
C(315)	-12,98377	0,123741	0
C(700)	-0,015535	0,001522	0
C(701)	0,06767	0,022476	0,0026
C(702)	0,021762	0,002428	0
LAMBDA(1)	-3,026041	0,019891	0
LAMBDAO(1)	-4,521256	0,749513	0
R(1)	1,062138	0,327048	0,0012
R(2)	0,299606	1,472914	0,8388
R(3)	0,076371	0,910262	0,9331
R(4)	-0,089793	0,338083	0,7906
R(5)	0,817722	0,402799	0,0423
R(6)	0,276227	1,046658	0,7918
R(7)	0,041816	0,140712	0,7663
R(8)	0,098539	0,345391	0,7754
R(9)	0,849504	0,39456	0,0313
R(115)	-8,597179	0,424114	0
R(312)	0,125473	0,732849	0,8641
R(313)	-0,113755	0,179077	0,5253
R(314)	0,060172	0,141939	0,6716

Coeficiente	Valor	Desvio Padrão	Probabilidade
R(315)	-11,68755	1,930285	0
VEGA(1)	-10,60815	0,595377	0
VEGA(2)	-10,87227	1,73019	0
VEGA(3)	-11,06127	1,729076	0
VEGA(4)	-11,84995	1,522415	0
VEGA(5)	-12,94391	2,68943	0
VEGA(6)	-14,3979	3,172611	0
VEGA(7)	-16,37935	2,219332	0
VEGA(8)	-25,4838	868,0596	0,9766
VEGA(9)	-17,91529	1,757393	0
VEGA(10)	-18,02128	2,18785	0
VEGA(11)	-25,66155	1054,152	0,9806
VEGA(12)	-16,77095	1,406665	0
ZETA(1)	-10,1135	0,134262	0
ZETA(2)	-10,25964	0,292639	0
ZETA(3)	-10,44319	0,24928	0
ZETA(4)	-11,74826	0,117306	0
ZETA(5)	-13,32646	0,079924	0
ZETA(6)	-14,50758	0,068467	0
ZETA(7)	-14,30198	0,092914	0
ZETA(8)	-14,62524	0,057526	0
ZETA(9)	-14,99452	0,066301	0
ZETA(10)	-15,86726	0,110515	0
ZETA(11)	-13,8862	0,081907	0
ZETA(12)	-12,25801	0,089781	0

Fonte: Autora (2009)

Tabela 5: Variáveis latentes estimadas pelo modelo

	Estatística final	Raiz MSE	Probabilidade
SV1	-0.072715	0.004046	-17.97109
SV2	0.399539	0.0000566	7058.673
SV3	-0.240363	0.001788	-134.401
BETA1	-0.311201	0.013589	-22.90113
BETA2	-0.405475	0.0000386	-10504.32
BETA3	0.04542	0.002899	15.66891

Fonte: Autora (2009)

Tabela 6: Resultados da estimação

Log da máxima Verossimilhança	91173.86	Critério de informação de Akaike	-244.9459
Parâmetros	54	Critério de informação de Schwartz	-244.6111
Probabilidade Prior Difusa	0	Critério de Hannan-Quinn	-244.8168

Fonte: Autora (2009)

Observamos que no modelo final se fez necessária a fixação de 2 dos parâmetros para contornar o problema de definição dos parâmetros conforme justificativa apresentada no capítulo 5.

8.4. Testes Estatísticos

Nesse apêndice são detalhados os estudos econométricos aplicados às séries estudadas.

8.4.1. RCO Modelo x RCO NDF

Antes de verificarmos a relação entre os spreads, a fim de evitar uma regressão espúria (altos R2 sem relação significativa entre as séries), verificamos a estacionaridade das séries de RCO. A análise foi feita através dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (DFA).

Tabela 7: P-valores para o teste de raíz unitária Dickey-Fuller das séries RCO360_Modelo e RCO360_ndf.

	Em Nível	Em primeira diferença
RCO360 Modelo	0,0718	0
RCO360 NDF	0	0

Fonte: Autora (2009)

Como para ambas as series não pudemos rejeitar a presença de raiz unitária em nível, procedemos então com a regressão em primeira diferença, acrescentando um termo de MA à regressão para eliminar a correlação observada os resíduos:

Tabela 8: Resultados da regressão Δ (RCO_Modelo) = c + Δ (RCO_NDF) + ma(1)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
C	0.000027	0.0000836	0.323235	0.7466
Δ (RCO_NDF)	0.12827	0.155559	0.824577	0.4099
MA(1)	0.167862	0.037541	4.471451	0
R^2	0.026923	Variável dependente da média		0.0000282
R^2 Ajustado	0.02411	Desvio padrão da variável dependente da média		0.001911
Desvio Padrão da regressão	0.001888	Critério de Informação Akaike		-9.702297
Soma do quadrado dos resíduos	0.002467	Critério de Schwarz		-9.682683
Log da Máxima Verossimilhança	3374.548	Estatística F		9.572919
Estat. Durbin-Watson	2.007856	Probabilidde (estatística F)		0.000079

Fonte: Autora (2009)

Verificou-se que o coeficiente que relaciona as séries é positivo, mas tem valor baixo e pouco significativo (segundo análise do p-valor).

8.4.2. RCO Modelo x EMBI

Primeiramente verificamos a estacionariedade das séries através do teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA).

Tabela 9: P-valores para o teste de raíz unitária Dickey-Fuller

	Série em nível		Primeira diferença da série	
	Sem tendência	Com tendência	Sem tendência	Com tendência
RCO 720 dias	0.0712	0	0	0
EMBI BZ	0.7111	0.7416	0	0

Fonte: Autora (2009)

Como para ambas as series não pudemos rejeitar a presença de raiz unitária em nível, procedemos então com a regressão em primeira diferença, acrescentando um termo de MA à regressão para eliminar a correlação observada os resíduos:

Tabela 10: Resultados da regressão Δ (rco_720_total) = c + Δ (embi_total(-1)) + ma(1)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
C	0.00000911	0.0000337	0.27013	0.7871
Δ (EMBI_TOTAL(-1))	0.531448	0.059689	8.90357	0
MA(1)	0.204699	0.037642	5.438001	0
R^2	0.122383	Variável dependente da média		0.0000146
R^2 Ajustado	0.119843	Desvio padrão da variável dependente da média		0.000786
Desvio Padrão da regressão	0.000737	Critério de Informação Akaike		-11.58288
Soma dos resíduos ao quadrado	0.000376	Critério de Schwarz		-11.56324
Log Máxima Verossimilhança	4022.26	Estatística F		48.17965
Estat. Durbin-Watson	2.00973	Probabilidade (F-statistic)		0

Fonte: Autora (2009)

Como a analise visual da figura 16 nos apontou uma maior coordenação de movimentos entre as series a partir de setembro de 2007, fizemos também o teste de Andrews para verificar se haveria quebra de tendência:

Tabela 11: Teste de Andrews para quebra de série

Estatística	Valor	Probabilidade
Máxima estatística F do LR (3/18/2008)	13.30251	0.0629
Máxima estatística F de Wald (6/24/2008)	15.30819	0.0279
Expectativa da estatística F do LR	4.100349	0.0586
Expectativa da estatística F de Wald	4.385852	0.0453
Média da estatística F do LR	4.008703	0.2139
Média da estatística F de Wald	4.09028	0.2027

Fonte: Autora (2009)

Os resultados apontaram para uma possível quebra de tendência no dia 18 de marco de 2008, mas verificamos, através do valor dos coeficientes das *dummies* (duas foram incluídas: DUMML para a quebra da serie e DUMMPUL para analisar o choque de um dia), que os resultados não se alteram e a quebra pode ser desprezada.

Tabela 12: Resultados da regressão:

Δ (rco_720_total) = c + Δ (embi_total(-1)) + dumml + dummpul + ma(1)

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Probabilidade
C	0.0000305	0.0000384	0.794902	0.4269
Δ(EMBI_TOTAL(-1))	0.54528	0.059711	9.13199	0
DUMML	-0.0000761	0.0000779	-0.976511	0.3292
DUMMPUL	-0.002088	0.000723	-2.890159	0.004
MA(1)	0.19933	0.037806	5.272503	0
R2	0.134609	Variável dependente da média		0.0000146
R2 Ajustado	0.129585	Desvio padrão da variável dependente da média		0.000786
Desvio Padrão da regressão	0.000733	Critério de Informação Akaike		-11.59115
Soma dos resíduos ao quadrado	0.00037	Critério de Schwarz		-11.55842
Log Máxima Verossimilhança	4027.128	Estatística F		26.79302
Estat. Durbin-Watson	2.012629	Probabilidade (estatística F)		0

Fonte: Autora (2009)

Por fim a tabela acima nos permite concluir que a variação diária do RCO e influenciada não só pela variação do EMBI do dia anterior, mas também pelos resíduos do dia anterior em um processo MA.