

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 945**

### **DETERMINANTES DO RISCO BRASIL: FUNDAMENTOS E EXPECTATIVAS — UMA ABORDAGEM DE MODELOS DE RISCO DE CRÉDITO\***

**Ajax R. B. Moreira\*\***

**Katia Rocha\*\*\***

Rio de Janeiro, abril de 2003

---

\* Os autores agradecem a Paulo Levy, Octávio Tourinho, Eustáquio Reis, Marcelo Lara Resende, Elcyon Caiado (todos IPEA/DIMAC) pelos relevantes comentários, a Ingrid Valda (IPEA/DIMAC) pela assistência, e ainda aos participantes do Seminário de Economia Matemática coordenado pelo professor Aluísio Araújo no Impa.

\*\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA, da UERJ e do IBMEC.  
ajaz@ipea.gov.br

\*\*\* Da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do IPEA.  
katia@ipea.gov.br

**Governo Federal**

**Ministério do Planejamento,  
Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Guido Mantega

**Secretário Executivo** – Nelson Machado

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Glauco Antônio Truzzi Arbix

**Chefe de Gabinete**

Pérsio Marco Antonio Davison

**Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Ricardo Varsano

**Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Gustavo Maia Gomes

**Diretor de Administração e Finanças**

Celso dos Santos Fonseca

**Diretor de Estudos Setoriais**

Mário Sérgio Salerno

**Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Maurício Otávio Mendonça Jorge

**Diretor de Estudos Sociais**

Anna Maria Tibúrcio Medeiros Peliano

## TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 MOTIVAÇÃO 2

3 MODELO ESTRUTURAL 3

4 INDICADORES DA MORATÓRIA 7

5 RESULTADOS EMPÍRICOS 9

6 CONCLUSÃO 15

APÊNDICE A 16

APÊNDICE B 16

APÊNDICE C 17

APÊNDICE D 18

BIBLIOGRAFIA 19

## SINOPSE

Esta pesquisa propõe um modelo estrutural de risco de crédito de dois fatores que utiliza a abordagem de ativos contingentes para explicar a flutuação do risco país (*spread*) implícito no preço do *C-Bond*, a partir dos fundamentos econômicos e das expectativas do mercado.

Identificamos as seguintes aplicações para o modelo proposto: *a)* avaliação do efeito da política macroeconômica sobre a evolução do *spread*; *b)* estimação da probabilidade de moratória e do prêmio de risco (expectativas); e *c)* previsão de curto prazo do *spread*.

Destacamos as seguintes conclusões: 1) o modelo proposto possui capacidade preditiva superior à do passeio aleatório; 2) as duas quantidades — fundamento e expectativas — foram importantes para a explicação da trajetória do *spread*; 3) o prêmio de risco, associado ao fundamento, não é constante no tempo; 4) dado o *spread* do período anterior, a variação do fundamento é mais importante do que o prêmio de risco do mercado para prever o *spread*; e 5) o aumento recente do prêmio de risco mostra que existe um espaço significativo de redução do *spread* apenas como consequência da melhoria das expectativas.

## ABSTRACT

The objective of this paper is to set a two factor structural credit risk model applying the contingent claims approach to explain the Brazilian sovereign risk implicit in the C-Bond based on macroeconomic fundamentals and agents' expectations.

We identify the following applications of the proposed model: *a)* how macroeconomic policies affect the evolution of the spread; *b)* estimation of the default probability and the associated risk premium (expectations); and *c)* the spread forecast.

We reach the following conclusions: *a)* the proposed model has a forecast predictions higher than the random walk; *b)* both quantities — fundamentals and expectations — are important to explain the spread evolution; *c)* the risk premium is not constant over time; *d)* at the margin, fundamental is more important than the risk premium to forecast the spread; and *e)* the recent increase in the risk premium for Brazil indicates there is significant room to reduce the spread just as a consequence of an improvement over expectations.

# 1 INTRODUÇÃO

O *spread*, definido como a diferença entre a taxa de juros paga por um título com risco e a paga por um título semelhante, porém sem risco, relaciona-se à probabilidade de moratória desse título. Quando o emissor do título é um país, ou caso existam limitações de pagamento semelhantes,<sup>1</sup> este *spread* é chamado de risco país ou risco soberano.

O *spread* pago pelos títulos brasileiros no exterior é reconhecidamente muito alto, o que traz enormes implicações sobre o crescimento econômico e o custo de rolagem das dívidas. Dessa forma, é relevante identificar seus determinantes, de modo a informar às políticas públicas sobre os meios de reduzi-lo.

Em Teoria de Finanças, modelos de análise de risco de crédito se diferenciam pela forma com que os riscos de moratória e de recuperação do capital são considerados. Compreendem, basicamente, duas categorias: modelo estrutural e modelo reduzido.

Nos modelos estruturais, propostos inicialmente por Merton (1974), adota-se a abordagem de ativos contingentes utilizada para o apreçamento de opções financeiras. O título é considerado um ativo contingente a uma medida do fundamento econômico-financeiro do devedor que informa as condições de ocorrência da moratória — caracterizada quando aquela medida alcança um valor crítico. Dessas hipóteses resulta a probabilidade de moratória em qualquer tempo futuro (tempo de parada é definido), assim como o *spread* do título requerido pelo mercado.

Nos modelos reduzidos, propostos por Duffie e Singleton (1999), entre outros, o *spread* do título segue um processo estocástico que não depende explicitamente do estado do fundamento econômico do devedor e, embora a probabilidade de moratória esteja implícita no *spread*, sua distribuição não pode ser calculada (tempo de parada inacessível). Nesse caso, a probabilidade de moratória é, em geral, estimada através de dados oriundos das agências de classificação de risco.

A aplicação dos modelos estruturais para a análise do risco país encontra algumas limitações como, por exemplo, a inexistência de uma legislação específica que regule a recuperação dos créditos, além da dificuldade de se definir uma única e óbvia medida sobre a capacidade de pagamento. Nesse caso, o modelo deve ser adaptado, por exemplo, utilizando como indicação de moratória uma medida do grau de endividamento que revele a capacidade ou o interesse do país em honrar os seus compromissos. Todavia, uma vantagem do modelo estrutural consiste em explicitar o efeito das políticas públicas e de sua expectativa futura sobre o risco país.

O objetivo desta pesquisa é propor um modelo estrutural de risco de crédito de dois fatores que utiliza a abordagem de ativos contingentes para explicar a flutuação do risco país (*spread*) implícito no preço do *C-Bond*,<sup>2</sup> a partir dos fundamentos econômicos e das expectativas do mercado.

---

1. Por exemplo, mesmo que o devedor privado disponha de recursos, em algumas situações, a falta de divisas pode impedir o pagamento de dívidas contraídas no exterior.

2. A liquidez e a dimensão do mercado desse título mostram que é representativo dos demais títulos soberanos do Brasil.

Este modelo distingue o efeito dos fundamentos macroeconômicos — que resumem o efeito das políticas e choques que afetaram a economia no passado — do efeito do prêmio de risco — que reflete a expectativa dos credores sobre a trajetória futura do fundamento. Utilizando o modelo podemos estimar a probabilidade de moratória percebida pelo mercado, cuja informação é fundamental para o apreçamento de derivativos de créditos,<sup>3</sup> e prever a flutuação de curto prazo do *spread*.

O texto está apresentado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta alguns pontos que enfatizam a importância do entendimento do mecanismo formador do *spread*; a Seção 3 apresenta o modelo proposto; a Seção 4 discute os indicadores de moratória; a Seção 5 apresenta os resultados empíricos; e, finalmente, a Seção 6 conclui.

## 2 MOTIVAÇÃO

O regime de câmbio flutuante que vigora no Brasil desde 1999 implica uma particular forma de interação dinâmica entre o risco país, a taxa de câmbio e as taxas de juros domésticas. Esta seção apresenta uma análise empírica dessa interação dinâmica que enfatiza a importância do *spread* na determinação da taxa de juros doméstica e da taxa de câmbio.

O mecanismo de arbitragem entre as taxas de juros externa e interna que ocorre em uma economia, como a brasileira, que admite mobilidade dos fluxos de capitais sugere a interdependência entre o *spread* e as taxas de juros dos empréstimos domésticos. Para analisar empiricamente essa dinâmica, consideramos três taxas de juros: *a)* *spread* do *C-Bond*, que reflete o risco soberano; *b)* Selic, que é determinada pelo Bacen; e *c)* a taxa *swap* 180 fornecida pela Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), que reflete a percepção do risco doméstico. O Gráfico 1 ilustra essa dinâmica para dados diários no período 01/03/1999- 14/11/2002.

Utilizando esses dados diários, foi efetuado um teste de causalidade de Granger, que mostrou que não se pode rejeitar a hipótese de que: *a)* o *spread* não é precedido pelas taxas de juros domésticas; *b)* o *spread* precede as duas taxas de juros domésticas; e *c)* as duas taxas de juros domésticas apresentam bi-precedência, ou seja, cada uma delas não pode ser excluída da previsão da outra. Este teste preliminar mostra que as alterações do *spread* precedem a flutuação das taxas de juros domésticas, mas estas não precedem a flutuação do *spread*.

No regime de câmbio flutuante, que vigora no Brasil desde 1999, a taxa de câmbio corrente está relacionada com a taxa de retorno (*yield*) do *C-Bond*, como mostra o Gráfico 2. À esquerda, apresentamos o gráfico da taxa de câmbio e *yield*, e uma curva de ajuste entre as variáveis com dados diários para o período 01/03/1999-14/11/2002. À direita, apresentamos a série temporal dos mesmos pares.

---

3. Segundo Beattie (2000), o mercado de derivativos de crédito é o segmento que mais cresce no mercado de derivativos OTC, especialmente após as crises da Ásia em 1997 e da Rússia em 1998. Em 1996, o volume mundial era de USD 50 bilhões e estima-se que no final de 2002 este montante seja de USD 2 trilhões, um aumento de 4.000% em sete anos. Estima-se que 1/3 desse montante cobre os mercados emergentes, outro terço, as corporações e o último, os bancos privados. Esses derivativos, considerados instrumentos exóticos e complexos, oferecem uma oportunidade de mitigar os riscos de moratória e de perdas.

GRÁFICO 1  
Taxa Swap 180 e Spread do C-Bond

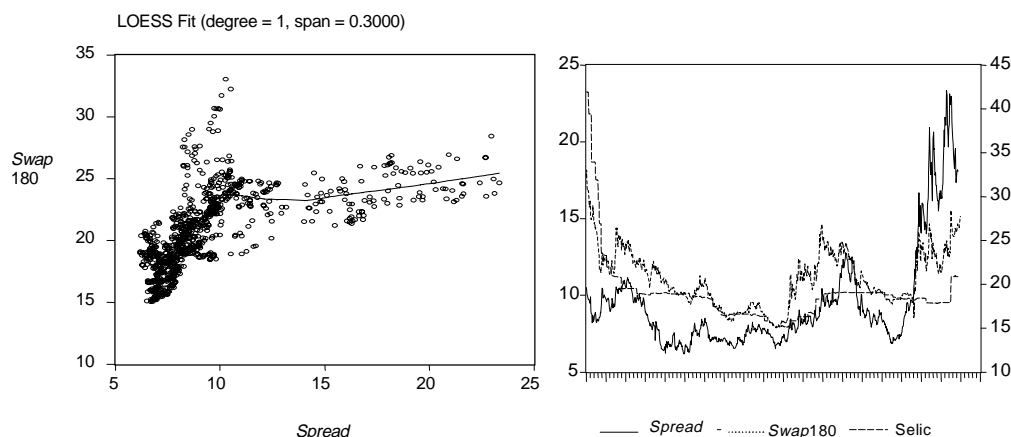
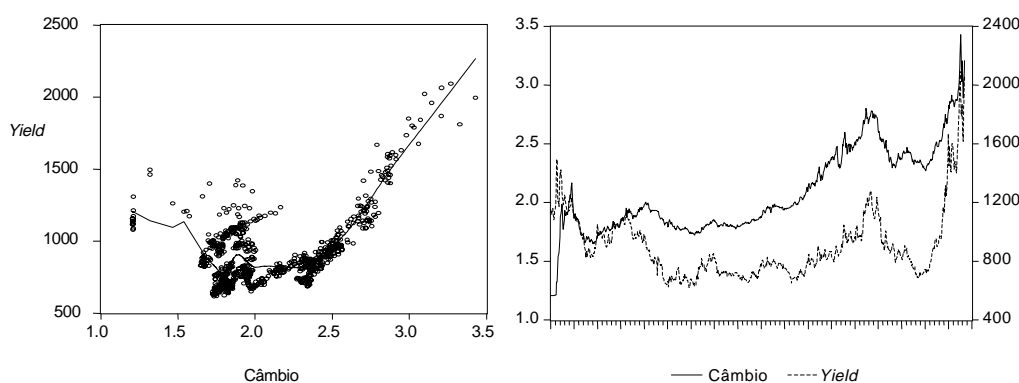


GRÁFICO 2  
Taxa de Câmbio x Yield



O teste de causalidade de Granger entre a *yield* e a taxa de câmbio (US\$/R\$) mostrou que a hipótese de bi-precedência não pode ser rejeitada.<sup>4</sup> Uma interpretação para esse resultado é que estas quantidades refletem, simultaneamente, a percepção de risco, diretamente através da depreciação do preço do título, que aumenta o *spread*, e indiretamente através da escassez de oferta de divisas, que aumenta a taxa de câmbio.

### 3 MODELO ESTRUTURAL

Modelos estruturais de risco de crédito (ME) foram propostos inicialmente por Merton (1974) e estendidos por Black e Cox (1976), Leland (1994), Longstaff e Schwartz (1995), Zhou (1997), Saá-Requejo e Santa-Clara (1999), dentre outros. Estes artigos explicam o nível de *spread* do título através dos fundamentos financeiros/econômicos da firma. São modelos que empregam a análise de ativos

4. O teste de causalidade de Granger — precedência — foi repetido com o modelo VAR especificado com as variáveis em nível e para diversas defasagens, e também para as variáveis em diferenças no modelo VEC, condicional à relação de co-integração encontrada. Em ambos os casos o resultado indicou bi-causalidade. A escolha do tipo de teste é uma questão difícil. Se as variáveis são integradas, o teste de causalidade não é conclusivo com as variáveis em nível, por outro lado o resultado do teste de co-integração com dados diários para apenas 4 anos pode também ser discutível.

contingentes para valorar um título com risco de moratória, além de determinar a estrutura a termo do *spread* requerido para vários níveis de *ratings*.

De maneira geral, podemos descrever o modelo estrutural como a abordagem que considera o título como um ativo contingente sobre o valor da firma emissora, o qual evolui segundo um processo estocástico. Caso esse valor ultrapasse uma certa barreira (por exemplo, nível mínimo para honrar as obrigações) em algum momento antes da maturidade do título, ocorre a moratória. No processo de moratória, uma reestruturação se instala com perdas para os credores, e admite-se que estes recebam um novo título equivalente sem risco, porém com deságio.<sup>5</sup>

Esses modelos apresentam uma expressiva capacidade de explicar o *spread* de títulos de alto risco. Huang e Huang (2002) mostram que esses modelos explicam cerca de 60%-80% do *spread* de títulos de classificação *Ba* e ainda cerca de 100% para classificação *B*.<sup>6</sup>

Seja  $y$  o fundamento macroeconômico que indica a moratória, como por exemplo a relação dívida/produto. Utilizando argumentos de não-arbitragem, seguimos a abordagem tradicional em finanças e representamos o processo estocástico do fundamento  $y$  na medida equivalente de Martingal:<sup>7</sup>

$$dy/y = (\mu_t + \lambda_t)dt + \sigma dz^* \quad (1)$$

A equação (1) descreve um processo neutro ao risco, cuja tendência é a soma da taxa real do processo  $\mu_t$  com o prêmio de risco associado  $\lambda_t$ . Este prêmio de risco flutua de acordo com as expectativas dos credores sobre o comportamento futuro da dívida e segundo mudanças no grau de aversão ao risco do mercado ou a situações de liquidez internacional. Este prêmio não é diretamente observável e será estimado.

A ocorrência da moratória é caracterizada pela primeira vez que a variável  $y$  atinge um valor crítico  $\alpha$  (barreira da moratória), ou seja, quando o fundamento alcança um valor que torna a dívida impagável. Como  $y$  evolui de maneira estocástica, este momento (*first-hitting time*) é incerto e possui uma distribuição de probabilidade. A expressão dessa densidade está apresentada no Apêndice A e o Gráfico 3 ilustra o evento da moratória. No primeiro gráfico a moratória ocorre em 24 meses e é caracterizado pelo cruzamento da barreira  $\alpha$ . O segundo gráfico apresenta a distribuição de probabilidade da ocorrência de moratória, que neste caso mostra que é de 30,8% a chance de ocorrer moratória nos primeiros dois anos.

---

5. Esta abordagem, conhecida como *recovery-of-treasure*, segue Jarrow e Turnbull (1995) e Longstaff e Schwartz (1995).

6. Em julho de 2002, a classificação de risco para o Brasil pela agência Standard & Poor's foi rebaixada um nível de BB- para B+.

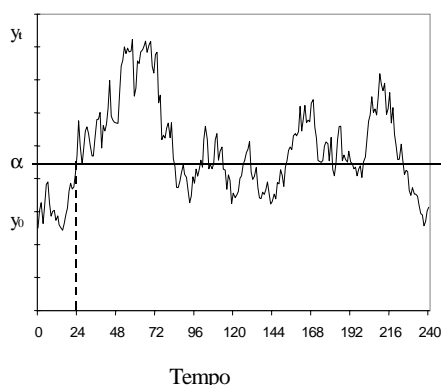
7. Adotamos a abordagem de medida equivalente de Martingal, que transforma a distribuição de probabilidade do processo estocástico real  $y_t$  em um processo risco neutro, evitando assim possibilidades de arbitragens. Para maiores detalhes sobre aplicações de medidas de Martingais em apereçamentos de derivativos, indicamos Neftci (2000) e Steele (2001).



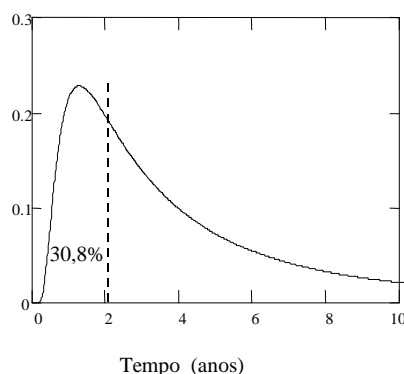
GRÁFICO 3

**Evento de Moratória**

Momento da Moratória



Probabilidade de Moratória



Podemos apreçar um título com risco que paga cupom  $c_j$ , em todo  $t = j$ , e que matura em  $t = T$ , como a probabilidade de moratória sobre cada pagamento de cupom prometido. Ocorrendo moratória no período  $i > t$ , o preço  $P(i, t | \beta)$  deste título no período  $t$  é dado pela equação (2), em que todos os fluxos  $c_j$  para  $j < i$  são recebidos integralmente, e que, após esse evento, os credores recebem uma fração  $\beta$  de um título idêntico porém sem risco (*recovery-of-treasure*), onde  $r_t = (r_{1,t} \dots r_{j,t}^8)$  é a estrutura a termo da taxa de juros livre de risco no mês  $t$  para  $j$  períodos à frente.

$$P(i, t | \beta, r_t) = \sum_{j=t}^i c_j e^{-r_{j,t} \cdot j} + \beta \sum_{j>i}^T c_j e^{-r_{j,t} \cdot j} \quad (2)$$

Seja  $\{\pi(i | y_t, \mu, \lambda_t, \sigma, \alpha), i > t\}$  a probabilidade de moratória em cada instante  $i$ . A equação (3) determina o preço do título,  $P_t$ , como sendo o valor esperado dos recebimentos dos cupons, ou seja, considera-se a probabilidade de moratória sobre cada pagamento de cupons, mais um termo aleatório,  $e_t$ , que engloba todas as demais influências.

$$P_t = \sum_{i>t}^T \pi(i | y_t, \mu, \lambda_t, \sigma, \alpha) P(i, t | \beta, r_t) + e_t = p(t, y_t, \lambda_t | \Psi, r_t) + e_t \quad e_t \sim (0, V) \quad (3)$$

Admite-se que o prêmio de risco,  $\lambda_t$ , apresenta tendência temporal, ou seja, a expectativa dos agentes se modifica de forma suave ao longo do tempo, representando a alteração do ambiente macroeconômico do país ou mesmo do mercado internacional. Essa hipótese torna o modelo estimável, e está refletida na equação (4).

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim (0, \varphi) \quad (4)$$

Este é um modelo de dois fatores: o fundamento  $y$  é descrito pela equação (1) e o prêmio de risco pela equação (4).

8. Não estamos considerando a incerteza sobre a estrutura a termo das taxas de juros. A estrutura a termo livre de risco foi obtida pelo sistema da Bloomberg, através da série temporal calculada pela Bloomberg no Índice *Fair Market Curve Indexes*. A Bloomberg faz o cálculo da taxa *spot* para os prazos de três e seis meses, e 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15 20 e 30 anos utilizando os títulos emitidos sem opções que sejam considerados bem precificados.

Neste modelo são observados o preço do título<sup>9</sup> e o indicador de moratória, ou seja, o conjunto de informação é dado por  $\Omega = \{P_t, y_t\}$ , e devem ser estimados  $(\lambda_t, \mu_t, \sigma, \alpha, \beta, \varphi)$ .

Estes parâmetros serão estimados em duas etapas, na primeira que está descrita no Apêndice C, são estimados os parâmetros  $(\sigma, \mu_t)$  do processo observado de  $(y_t)$ , e na segunda, são estimados os demais parâmetros, de forma condicional ao valor esperado dos estimadores dos parâmetros da primeira etapa.

As equações (3-4) descrevem um modelo de filtro de Kalman, ou de espaço de estado, não-linear que pode ser resolvido linearizando localmente a equação (3), conforme mostra a equação (5), utilizando a abordagem de West and Harrison (1997). Portanto, condicional ao vetor de parâmetros  $\Psi = (\alpha, \beta, \varphi)$  pode-se estimar a variância do erro  $(V|\Psi, \Omega)$  e a variável de estado  $\{\lambda_t|\Psi, \Omega\}$  e calcular a verossimilhança preditiva  $LVM(\Psi|\Omega)$ . O parâmetro  $\Psi$  pode ser estimado por máxima verossimilhança,  $\Psi^* = \text{argmax} LVM(\Psi|\Omega)$ , ou levantando a sua distribuição  $(\Psi|\Omega)$  utilizando o método de Markov Chain Monte Carlo (MCMC) apresentado em Gamerman (1997). O Apêndice B apresenta um resumo da metodologia de estimação adotada.

$$p(t, y_t, \lambda_t) \cong p(t, y_t, E(\lambda_t|t-1)) + \left. \frac{\partial p(t, y_t, \lambda)}{\partial \lambda} \right|_{\lambda=E(\lambda_t|t-1)} (\lambda_t - E(\lambda_t|t-1)) \quad (5)$$

O modelo descrito pelas equações (1-4) explica o preço do título,  $P_t$ , por  $(y_t, \lambda_t, e_t)$ , respectivamente indicador de moratória, prêmio de risco e termo irregular. Esta é uma descrição possível para o preço do título, e a sua aderência depende: *a)* da quantidade de informação contida no indicador escolhido; *b)* do fato de esta medida poder ser descrita pela equação (1); e *c)* da hipótese de que o prêmio segue uma tendência suave.

### 3.1 PREVISÃO DE CURTO PRAZO

O modelo estrutural apresentado anteriormente pode ser utilizado para prever a flutuação de curto prazo do *spread*. Dada a estrutura a termo da taxa de juros livre de risco, o preço do título e o *spread* estão diretamente relacionados através da função  $s(p(t, y_t, \lambda_t|\Psi, r_t), r_t)$ , ou mais simplesmente  $s(t, y_t, \lambda_t|\Psi, r_t)$ .<sup>10</sup> A equação (6) determina a variação do valor esperado do *spread* um mês à frente a partir das variações do indicador de moratória, do prêmio de risco preditivo  $a_t = E(\lambda_t|t-1)$ , e também das derivadas parciais do modelo estrutural. Esta expressão pode ser racionalizada como

9. O preço de mercado do *C-Bond* corresponde ao preço médio (MID) efetivamente pago em US\$ 10<sup>4</sup> após o cálculo da taxa *pro rata* devido aos juros acumulados referentes ao último pagamento do cupom.

10. O modelo poderia ter sido especificado para prever o *spread* ao contrário do preço do título. Neste caso, a equação (3) seria substituída por:  $s_t = s(t, y_t, \lambda_t|\Psi, r_t) + u_t$  e a estimação teria como critério a verossimilhança da previsão do *spread*. Naturalmente, estimadores  $\Psi$  das duas versões são diferentes. O modelo foi especificado como preço do título devido à conveniência de cálculo. A função  $p(\cdot)$  é mais simples de ser calculada do que a função  $s(\cdot)$ , o que é particularmente importante na etapa de estimação do modelo.

uma expansão de primeira ordem da função  $s(\cdot)$ .<sup>11</sup> As previsões realizadas com a equação (6) serão denominadas modelo estrutural marginal (MEM).

$$E(S_t|t-1) = S_{t-1} + s_\lambda(y_{t-1}, a_t) (a_t - a_{t-1}) + s_y(y_{t-1}, a_t)(y_t - y_{t-1}) \quad (6)$$

onde:

$$s_\lambda(y_{t-1}, a_{t-1}) = \left. \frac{\partial s(y, \lambda)}{\partial \lambda} \right|_{\lambda=a_t, y=y_t} \quad s_y(y_{t-1}, a_{t-1}) = \left. \frac{\partial s(y, \lambda)}{\partial y} \right|_{\lambda=a_t, y=y_t}$$

## 4 INDICADORES DA MORATÓRIA

A razão entre o estoque da dívida e a fonte, direta ou indireta, de onde o devedor extrai os recursos para servi-la é uma medida do grau de esforço<sup>12</sup> requerido do devedor, medida que se relaciona com a capacidade e a vontade de continuar a servir a dívida. Sempre que este grau de esforço alcançar um valor crítico, admite-se que o devedor declare a moratória.

O balanço de pagamentos e o equilíbrio fiscal são os dois condicionantes fundamentais da economia, cujos desequilíbrios líquidos são ajustados através de variações do endividamento líquido externo e do setor público. O grau de esforço em servir estas dívidas parece um indicador abrangente do desequilíbrio do país e, portanto, da possibilidade de moratória.

O objetivo deste artigo é separar o efeito do fundamento do efeito das expectativas na formação do *spread*. Portanto, a variável fundamento não pode depender de medidas relacionadas às expectativas. Os comentários apresentados na Seção 2 mostram que a taxa de câmbio corrente no Brasil reflete a percepção de risco dos investidores, e, portanto, essa variável não pode ser utilizada na construção dos indicadores de fundamento, caso contrário estes estariam sendo afetados diretamente pelas expectativas.

Apesar de o *C-Bond* ser um título do endividamento externo do país, incluímos o grau de endividamento interno como uma medida indicativa de moratória. A magnitude e o crescimento da dívida do setor público sugerem que flutuações nesta dívida afetam a percepção de risco dos agentes em geral, e, em particular, dos credores externos que são formadores do preço deste título.

As fontes de receitas para servir a dívida externa dependem do prazo considerado para o ajuste macroeconômico. No curto prazo, a fonte de receita é o valor das

11. Seja  $(S_t = s(y_t, a_t) + u_t^*)$  a representação do modelo estrutural que determina o *spread*, onde  $(u_t^*)$  é o erro de previsão nesta escala e  $S_t$  é o *spread* observado. Seja a expansão de primeira ordem de  $s(\cdot)$  indicada abaixo, onde  $(o)$  corresponde às demais parcelas omitidas. Definindo  $(u)$  adequadamente, obtemos a equação (6).

$$s(y_t, a_t) = s(y_{t-1}, a_{t-1}) + s_\lambda(y_{t-1}, a_{t-1}) (a_t - a_{t-1}) + s_y(y_{t-1}, a_{t-1})(y_t - y_{t-1}) + o_t$$

12. Esta medida pode ser interpretada como uma aproximação para a relação passivo/ativo utilizada nos modelos corporativos. O "ativo" do país pode ser representado pelo valor presente esperado do fluxo acumulado de recursos, quantidade que é igual ao valor corrente multiplicado por uma constante que depende da diferença entre a taxa de crescimento dessa fonte e a taxa de desconto pertinente, admitindo-se que a fonte de recursos segue um passeio aleatório nas taxas.

exportações.<sup>13</sup> No médio prazo é a fração do PIB composta de produtos comercializáveis, pois, potencialmente, podem ser direcionados para as exportações, quantidade que foi aproximada pelo índice do produto da indústria.<sup>14</sup> A fonte de receita para servir a dívida doméstica pública é a arrecadação tributária nominal, que foi aproximada pela multiplicação do produto da indústria pelo nível do IGP-DI. As medidas de endividamento utilizadas como indicadores da moratória compreendem os quatro índices listados a seguir.

Os dois primeiros correspondem ao grau de esforço em servir a dívida externa. O terceiro refere-se à dívida do setor público e o último, ao grau de liquidez externa do país.

A.  $(\text{Dívida externa}^{15} - \text{reservas})/\text{valor total das exportações acumuladas nos últimos 12 meses};$

B.  $(\text{Dívida externa} - \text{reservas})/\text{índice do produto indústria acumulado nos últimos 12 meses};$

C. Dívida interna líquida do setor público deflacionada pelo IGP-DI / produto da indústria acumulado nos últimos 12 meses; e

D. Dívida externa/reservas internacionais.

A especificação do segundo e terceiro indicadores requer alguns comentários. O segundo indicador relaciona a dívida externa denominada em US\$ com uma quantidade que é denominada em R\$, tornando necessária a sua correção pela taxa de câmbio. Foi utilizada uma taxa de câmbio fixa,<sup>16</sup> evitando a utilização, que foi criticada na Seção 2, da taxa de câmbio corrente.

A dívida do setor público é a soma de três tipos de dívida — externa denominada em US\$, a interna denominada em R\$ e indexada pela taxa de câmbio e as demais parcelas. As duas primeiras parcelas são afetadas pela taxa de câmbio corrente, e, portanto, a utilização desta dívida no indicador de fundamento está sujeita às mesmas críticas da Seção 2. Para reduzir, mas não eliminar o efeito da taxa de câmbio, consideramos apenas a dívida interna do setor público na construção do indicador.

O Gráfico 4 mostra a evolução dos quatro indicadores de moratória utilizados.

O modelo estrutural relaciona o preço do título, variável observada diariamente, com o endividamento, variável observada mensal. Para preservar a mesma unidade de medida temporal, o preço do *C-Bond* foi medido pela sua média mensal.

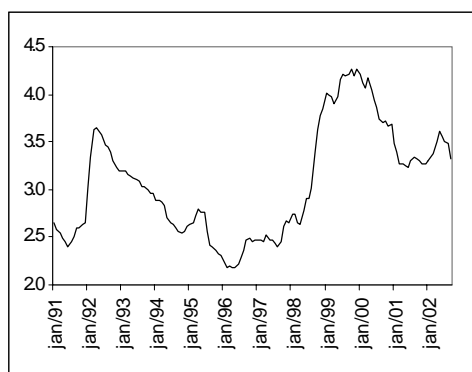
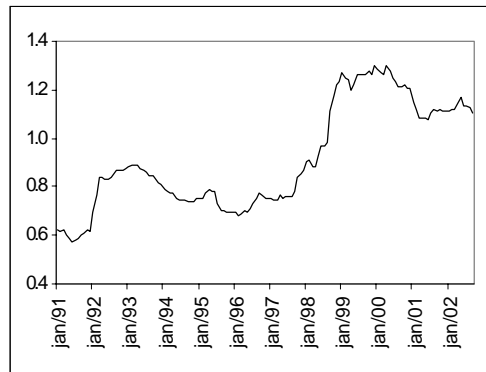
---

13. Na medida em que as importações são mais flexíveis à redução da atividade doméstica, ou ao aumento da taxa de câmbio.

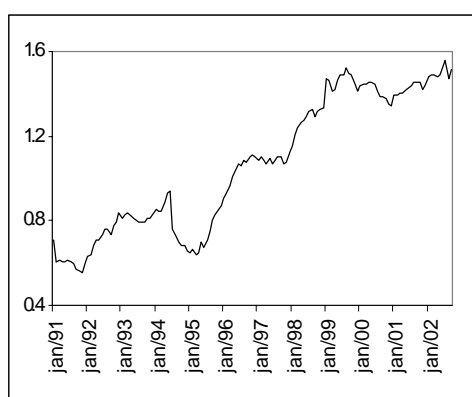
14. O produto da indústria foi adotado, por ser publicado mensalmente e apresentar, em testes preliminares, um desempenho semelhante ao de uma medida do PIB, ou do PIB comercializável mensalizados por interpolação.

15. A dívida externa total é publicada pelo Bacen com periodicidade trimestral. Por isso, adotamos o expediente de obter medidas mensais por interpolação.

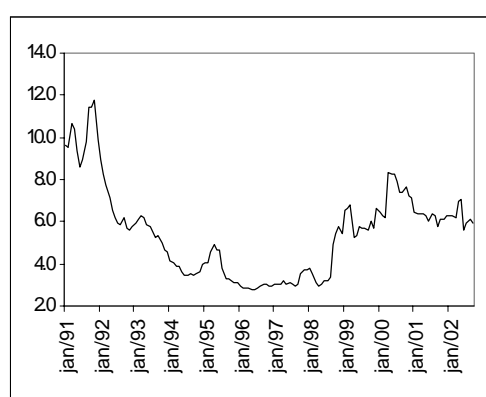
16. Sendo fixa, a taxa de câmbio se torna de fato irrelevante.

**Indicadores de Moratória**A.  $(D - R) / \text{Exportação}$ B.  $(D - R) / \text{Produto da Indústria}$ 

C. Dívida Pública / Produto da Indústria



D. D/R



A hipótese básica do modelo estrutural é que o indicador de moratória evolui segundo a equação (1).<sup>17</sup> Esta condição limita a escolha dos indicadores.<sup>18</sup> No Apêndice C mostra-se que: *a*) os quatro indicadores de moratória propostos atendem a essa condição; e *b*) não é rejeitada a hipótese de que a tendência de crescimento ( $\mu_i$ ) de cada um dos indicadores segue um passeio aleatório.

## 5 RESULTADOS EMPÍRICOS

### 5.1 MODELO ESTRUTURAL

A complexidade das equações (1-4) sugere cuidados na estimação dos parâmetros  $\Psi$ . A função de verossimilhança preditiva  $LVM(\Psi|\Omega)$  pode apresentar, por exemplo, modas locais, ou mesmo estar sujeita a problemas de identificação.<sup>19</sup> A estimação foi

17. Esta hipótese não é essencial para o modelo estrutural de risco de crédito. Apenas é conveniente. Neste caso pode-se derivar analiticamente a distribuição de probabilidade de moratória, o que facilita os cálculos.

18. A lei de movimento desse indicador apresenta uma raiz unitária. Essa condição descarta como receita medidas de fluxo, como o saldo do balanço de pagamentos ou o saldo comercial que não atende esta condição.

19. Diferentes combinações dos parâmetros podem corresponder a valores semelhantes da verossimilhança preditiva, tornando imprecisa a estimação dos parâmetros.

feita em duas etapas; na primeira foi definida uma grade para um conjunto de valores razoáveis dos parâmetros e identificada uma primeira estimativa para o valor ótimo  $\Psi^*|\Omega$ , e numa segunda etapa, foi utilizado o algoritmo de MCMC, tomando este valor como ponto inicial para obter a distribuição empírica de  $(\Psi|\Omega)$ .

O modelo foi validado dividindo a amostra de dados  $T$  em duas partes:  $D = [01/1997, 01/2002]$  e  $H = [02/2002, 09/2002]$ . Estimamos os parâmetros com a primeira amostra  $D$ , e calculamos o erro preditivo  $E(P_t|\Omega_{t-1})$  com a segunda amostra  $H$ .

A Tabela 1 mostra, para todos indicadores de moratória apresentados na Seção 4, as seguintes estimações e estatísticas do modelo: *a*) o valor máximo  $\max_{\Psi} LVM^*(\Psi|\Omega)$ ; *b*) o valor esperado  $E(LVM(\Psi|\Omega))$ ; *c*) o estimador de máxima verossimilhança das componentes de  $\Psi=(\beta^*,\alpha^*,\varphi^*)$ ; e *d*) o respectivo valor esperado  $E(\Psi)$ . A Tabela 2 apresenta os seguintes resultados: *a*) a razão entre o valor crítico ( $\alpha^*$ ) e o nível corrente de endividamento (09/2002); e *b*) o intervalo de máxima densidade a 95% das componentes de  $\Psi$ .

TABELA 1  
Parâmetros do Modelo e LVM

Indicador	LVM*	E(LVM)	$\beta^*$	$\alpha^*$	$\varphi^*$	E( $\beta$ )	E( $\alpha$ )	E( $\varphi$ )
A. (D-R)/Exp	-3262	-3264	.16	11.0	.014	.24	10.7	.035
B. (D-R)/Ind	-3261	-3263	.31	1.9	.011	.21	3.5	.018
C. DI/Ind/IGP	-3263	-3266	.11	4.7	.017	.18	4.8	.027
D. D/R	-3265	-3267	.33	21.1	.104	.33	18.6	.130

TABELA 2  
Intervalo de Máxima Densidade de  $\Psi$

Indicador	$\alpha^*/(y_0)$	( $\beta$ )	( $\alpha$ )	( $\varphi$ )
A. (D-R)/Exp	2.6	[.07-.38]	[5.6-15]	[.008-.094]
B. (D-R)/Ind	1.5	[.04-.34]	[1.9-4.2]	[.005-.040]
C. DI/Ind/IGP	3.0	[.03-.31]	[2.7-6.6]	[.009-.050]
D. D/R	1.8	[.20-.40]	[13.-25.]	[.044-.240]

Os resultados mostram que:

*a*) segundo o critério da máxima verossimilhança os três primeiros indicadores são semelhantes;

*b*) o indicador da liquidez (D/R) apresenta o pior desempenho segundo os dois critérios, máxima LVM e E(LVM), e não será utilizado nos resultados que se seguem;

*c*) a variância do prêmio de risco é semelhante nos três primeiros indicadores;

*d*) a razão entre o valor crítico do endividamento e o seu valor corrente é uma medida do quanto estamos distantes do evento de moratória, e esta razão variou no intervalo [1.5, 3];

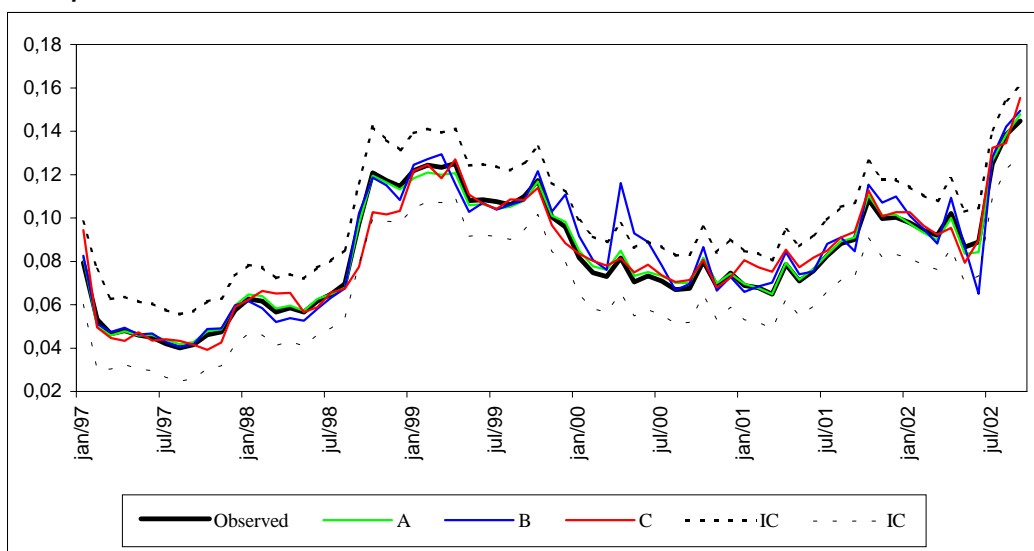
*e*) a fração ( $\beta$ ) de recuperação do capital após moratória é estimada no intervalo [0,30%] para todos os indicadores; e

f) o valor crítico do endividamento que aciona o evento de moratória é, em alguns casos, estimado com expressiva incerteza, sugerindo algum grau de indeterminação, ou seja, existem combinações dos parâmetros do modelo que resultam em verossimilhanças semelhantes.

No segundo semestre de 2002 diversos fatores<sup>20</sup> fizeram com que o risco soberano do Brasil variasse de forma rápida, sugerindo uma mudança abrupta de regime, que foi incorporada aumentando arbitrariamente a variância do prêmio de risco ( $\phi$ )<sup>21</sup> no mês de junho de 2002.

O Gráfico 5 compara o *spread* mensal observado com o previsto pelo modelo no período 01/97-09/02 para cada um dos indicadores de moratória, bem como o intervalo de máxima probabilidade (IC) do primeiro indicador. Os resultados mostram que o modelo estrutural proposto prevê o movimento observado no mercado.

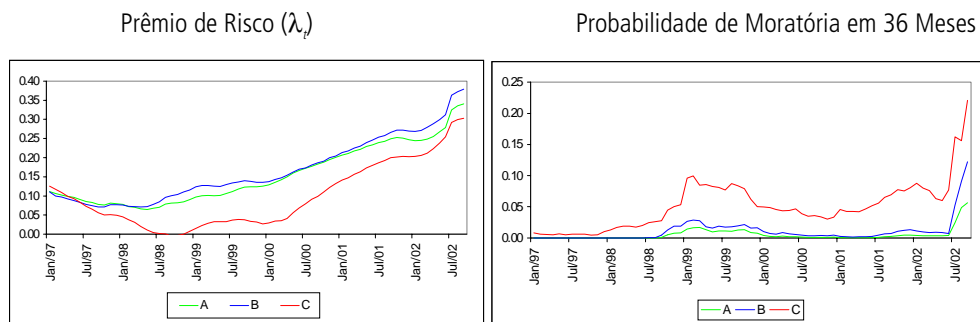
GRÁFICO 5  
**Spread Observado e Previsto**



O modelo estrutural proporciona alguns resultados intermediários interessantes, como o valor mensal do prêmio de risco e a distribuição de probabilidade de ocorrer moratória nos períodos futuros. O Gráfico 6 apresenta para os três primeiros indicadores de moratória: *a*) o prêmio de risco calculado como  $(E(\lambda_i|T))$ ; e *b*) a probabilidade de moratória em algum dos 36 meses que se seguem a cada período.

20. O aumento do grau de aversão ao risco dos investidores externos e a eleição geral em outubro de 2002.

21. A variância foi aumentada por um fator  $K=10.000$  escolhido para permitir o ajuste rápido do prêmio de risco.

**Prêmio de Risco, Tendência Ajustada ao Risco e Probabilidade de Moratória**

Os resultados mostram que:

a) o valor esperado do prêmio de risco relativo ao segundo e ao terceiro indicadores está dentro do intervalo de máxima probabilidade do primeiro. Isso mostra que a hipótese de igualdade entre essas quantidades não é rejeitada, apesar de os indicadores de moratória serem conceitualmente diferentes e apresentarem trajetórias passadas também diferentes;

b) o prêmio de risco estimado pelo modelo mostra um crescimento sistemático do risco, apesar de as condições de fundamento apresentarem melhora para a maioria dos indicadores. Isso mostra que, embora a situação de endividamento tenha melhorado, a expectativa vem piorando de forma sistemática;

c) a probabilidade de moratória nos próximos 36 meses — valor corte escolhido de forma arbitrária — aumentou abruptamente em junho de 2002.

**5.2 PREVISÃO DE CURTO PRAZO**

Utilizando o estimador de máxima verossimilhança de  $\Psi$  e o correspondente valor previsto do prêmio de risco  $m_t = E(\lambda_t | t-1)$ , obtidos do modelo estrutural podemos calcular em cada período as derivadas  $s_\lambda(y_{t-1}, m_{t-1})$  e  $s_y(y_{t-1}, m_{t-1})$  e obter a previsão da variação marginal do *spread* utilizando a equação (6).

Os modelos estruturais marginais (MEM) são calculados de forma preditiva, ou seja, considera-se como prêmio de risco o valor esperado, dada a informação até o período anterior —  $m_t = E(\lambda_t | t-1)$  —, e portanto dado o estimador de  $\Psi$ , que foi estimado com a amostra  $D$ , os resultados obtidos são estritamente preditivos.

O Gráfico 7 apresenta a comparação do ME com o MEM relativo ao primeiro indicador de moratória (D-R)/Exp, para o nível e para a primeira diferença. A comparação das duas séries sugere maior capacidade preditiva do MEM. O Gráfico 8 apresenta as previsões mensais do *spread* — no nível e na primeira diferença — para todos os indicadores de moratória.



GRÁFICO 7

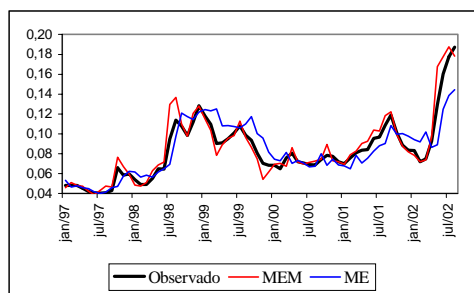
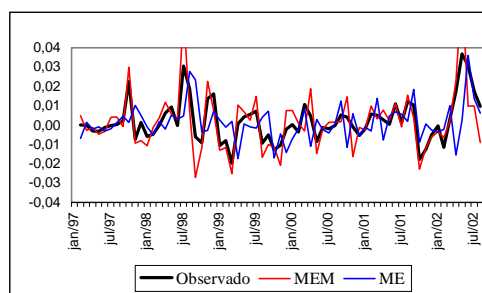
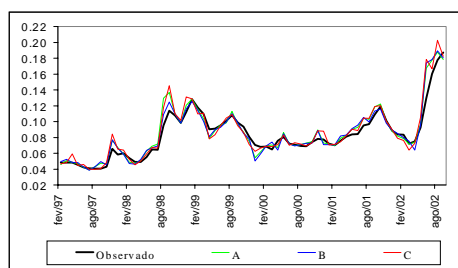
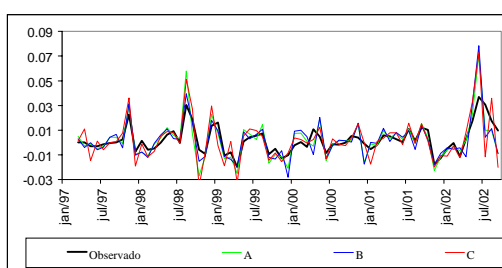
**Valor Observado e Previsto para o *Spread*: Primeiro Indicador***Spread*:  $S_t$  $\Delta S_t$ 

GRÁFICO 8

**Valor Observado e Previsto do *Spread*: Todos Indicadores***Spread*:  $S_t$  $\Delta S_t$ : *Spread*  $_t - \text{Spread}_{t-1}$ **5.3 VALIDAÇÃO DO MODELO**

A capacidade preditiva do modelo proposto será comparada com a dos modelos econométricos, e a importância relativa do fundamento e do prêmio de risco na explicação da evolução do *spread* será analisada pela comparação com formas restritas do próprio modelo estrutural.

Os modelos econométricos lineares (ML), como os propostos por Muinhos (2002) ou Garcia (2001), podem ser especificados de forma flexível, e também ser vistos como uma aproximação linear de um modelo de comportamento não explicitado. Estes modelos explicam<sup>22</sup> o nível do *spread* a partir do *spread* no período anterior, e de um conjunto de indicadores macroeconômicos.

Nestes modelos, admite-se que o *spread* segue o mecanismo de ajuste parcial descrito pela equação (7), onde  $r_t$  é a taxa de juros livre de risco de mesma duração do título e ( $I$ ) é um vetor de indicadores macroeconômicos do país. Consideramos três tipos de modelos econométricos que se distinguem pela definição do indicador de moratória  $I$  que foram apresentados na Seção 4: *a*) cada indicador separadamente; *b*) todos os indicadores em conjunto; e *c*) vetor de indicadores utilizado por Muinhos (2002).<sup>23</sup> A estimação do coeficiente  $d$  é apresentada no Apêndice D.

22. De fato, exercícios preliminares mostraram que, para todos os indicadores de moratória, os modelos econométricos não foram capazes de explicar o preço do título, embora tenham sido capazes de explicar a sua *yield*. A não-linearidade da relação preço *versus yield* explica que um modelo linear que funciona para *yield* não funciona para preço.

23. Os indicadores são: reservas/PIB; dívida externa líquida/PIB e saldo das transações correntes/PIB.

$$S_t = a + bS_{t-1} + cr_t + dI_t + e_t \quad (7)$$

A Tabela 3 compara a capacidade preditiva do modelo proposto e para cada indicador de moratória: *a*) o índice de Theil-U<sup>24</sup> (T-U) que mede o quanto o modelo é superior ao passeio aleatório ( $s_t-s_{t-1}$ ), e *b*) a variância do erro de previsão como uma proporção da variância do *spread*.

TABELA 3  
Capacidade Preditiva

	T-UMEM		Var (erro)/Var ( <i>spread</i> )	
	ML	MEM	ML	MEM
A. (D-R)/Exp	1,03	0,92	0,14	0,11
B. (D-R)/Ind	1,03	0,93	0,14	0,12
C. DI/Ind/IGP	1,01	1,01	0,14	0,14
D. D/R	1,03	1,12	0,14	0,17

Para avaliar a relevância do fundamento e do prêmio de risco na determinação do *spread*, a Tabela 4 considera os seguintes modelos restritos: *a*) modelo estrutural constante (MEC) supõe que o prêmio de risco é constante ao longo da amostra; e *b*) modelos estruturais marginais restritos (MEMy, MEMλ) que permitem avaliar a contribuição de cada um dos determinantes do *spread*.

TABELA 4  
Relevância: Fundamento *versus* Expectativas

	T-U					Var(erro)/Var( <i>spread</i> )				
	MEC <sup>a</sup>	ME	MEM	MEMy	MEMλ	MEC	ME	MEM	MEMy	MEMλ
A. (D-R)/Exp	2,36	1,37	0,92	0,89	0,96	0,76	0,26	0,11	0,11	0,13
B. (D-R)/Ind	2,45	1,50	0,93	0,91	0,98	0,82	0,30	0,12	0,11	0,13
C. DI/Ind/IGP	2,09	1,35	1,01	0,89	1,00	0,59	0,25	0,14	0,11	0,14
D. D/R	2,91	1,55	1,12	1,01	0,99	1,15	0,32	0,17	0,14	0,13

<sup>a</sup> Os parâmetros do MEC foram estimados, utilizando a mesma metodologia do ME e os resultados encontram-se no Apêndice D.

$$\text{MEC: } S_t = s(y_t, \lambda | \Psi^*) + u_t$$

$$\text{MEMy: } E(S_t | t-1) = S_{t-1} + s_y(y_{t-1}, m_{t-1})(y_t - y_{t-1})$$

$$\text{MEM}\lambda: E(S_t | t-1) = S_{t-1} + s_\lambda(y_{t-1}, m_{t-1})(m_t - m_{t-1})$$

Os resultados mostram que:

*a*) o MEM apresenta capacidade preditiva superior à do passeio aleatório (T-U inferior à unidade), mostrando que os efeitos parciais derivados do ME agregam informação para a previsão do *spread*;

*b*) ME apresenta resultado superior ao modelo que supõe prêmio de risco constante temporalmente (MEC), mostrando que o prêmio flutua na amostra, sendo uma componente significativa na explicação do *spread*;

*c*) o modelo restrito considerando somente os fundamentos (MEMy) apresenta resultado superior aos que consideram somente o prêmio de risco (MEMλ),

24.  $T-U = [\sum_i (E(Y_i/D) - Y_i)^2 / \sum_i (Y_i - Y_{t-1})^2]^{0.5}$ .

mostrando que na margem o fundamento é mais importante do que o prêmio de risco na previsão do *spread*;

d) no entanto, o prêmio de risco é mais importante para explicar a flutuação do *spread*, pois a variância do erro de ajustamento do MEM $\lambda$  é menor do que a do modelo MEM $\gamma$  quando substituimos a estimativa preditiva do prêmio  $a_t = E(\lambda_t | t-1)$  pela estimativa *a posteriori*  $m_t = E(\lambda_t | t)$ ;

e) resultados prévios mostram que os modelos econométricos que consideram os indicadores de moratória conjuntamente e os indicadores propostos por Muinhos (2002) apresentaram um T-U do erro preditivo respectivamente de (1.01,1.00), mostrando que a utilização de todos os indicadores não melhora a capacidade preditiva para o *spread*.

## 6 CONCLUSÃO

As conclusões mais relevantes obtidas neste trabalho estão apresentadas abaixo:

1. Foi obtido um modelo que tem capacidade de prever a flutuação do *spread*, no sentido de que a variância do erro de previsão é menor do que a variância do erro do passeio aleatório.

2. O *spread* pode ser explicado por fundamentos macroeconômicos e pelo prêmio de risco correspondente, ou seja, é explicado pelo resultado das políticas passadas, e pela expectativa dos agentes para a evolução futura do endividamento que está associado à credibilidade.

3. Ao longo da amostra, as duas quantidades — fundamento e prêmio de risco — foram importantes para a explicação da trajetória do *spread*. Em particular, admitir que o prêmio de risco é constante no período é uma hipótese inadequada.

4. Na margem, a variação do endividamento é mais importante do que o prêmio de risco para prever o *spread*.

5. Os dois primeiros indicadores de moratória — dívida líquida externa/exportações e dívida líquida externa/produto da indústria — apresentam maior capacidade preditiva do que os demais indicadores.

6. O aumento recente do prêmio de risco indica existir um espaço significativo de redução do *spread* apenas como consequência da melhoria das expectativas.

7. O *spread* e a taxa de câmbio estão intimamente relacionados no curto prazo (bi-precedência), o que pode ser interpretado como consequência de as duas séries serem determinadas por uma terceira quantidade não-observada, como, por exemplo, o risco país.

Esses resultados motivam algumas extensões possíveis, como, por exemplo, a utilização da mesma metodologia para análise do risco soberano de outros países emergentes e a comparação do prêmio de risco entre os países revelando as expectativas do mercado em relação à credibilidade das políticas públicas.

## APÊNDICE A

### DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA PRIMEIRA PASSAGEM

Seja:  $dx = \eta_t dt + \sigma dz$

A função densidade de probabilidade da primeira passagem do tempo de  $y_t$  por zero, ou seja:

$t = \inf \{ i \geq t, x(i) \geq 0 \}$  [ver Karatzos e Shreve (1991)]:

$$\pi(i | x_t, \eta_t, \sigma) = \frac{|x_t|}{\sigma \sqrt{2 * 3.1415(i-t)^3}} \exp \left[ -\frac{(x_t + \eta_t(i-t))^2}{2\sigma^2(i-t)} \right]$$

Através do Lema de Itô temos que se  $y$  segue a equação (1), então  $x = \ln(y/\alpha)$  segue a seguinte equação de transição:

$$dx = (\mu_t + \lambda_t - 0.5\sigma^2) dt + \sigma dz$$

Portanto, a função densidade de probabilidade da primeira passagem do tempo de  $y$  por  $\alpha$ , ou seja,  $i = \inf \{ i \geq t, y(i) \geq \alpha \}$  é:

$$\pi(i | y_t, \mu_t, \lambda_t, \sigma, \alpha) = \frac{|\ln(y_t/\alpha)|}{\sigma \sqrt{2 * 3.1415 * (i-t)^3}} \exp \left[ -\frac{(\ln(y_t/\alpha) + (\mu_t + \lambda_t - 0.5\sigma^2)(i-t))^2}{2\sigma^2(i-t)} \right]$$

## APÊNDICE B

### ESTIMAÇÃO DO MODELO

Seja o modelo abaixo:

$$P_t = p(y_t, \lambda_t | \Psi, r_t) + e_t \quad e_t \sim (0, V) \quad (A1)$$

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim (0, \Phi V) \quad (A2)$$

Linearizando (A1) no ponto do valor esperado do prêmio de risco *a priori*:

$$P_t = p(y_t, a_t) + p_\lambda(y_t, a_t) (\lambda_{t-1} a_t) + e_t = \tilde{p}_t + F_t \lambda_t + e_t$$

Estimando conforme West e Harrison (Cap. 8, 1997), onde  $F_t = p^\lambda(y_t, a_t)$ , temos:

Priori:

$$E(\lambda_{t-1}) = a_t = m_{t-1} \quad V(\lambda_{t-1}) = R_t = C_{t-1} + \Phi$$

Previsão:

$$\begin{aligned} E(y_t | t-1) &= p(y_t, a_t) & Q_t &= R_t + 1 \\ e_t &= y_t - E(y_t | t-1) & A_t &= R_t / Q_t \end{aligned}$$

Posteriori:

$$E(\lambda_i|t) = m_t = a_t + A_t e_t \quad V(\lambda_i|t-1) = C_t = R_t - A_t^2 Q_t$$

Variância do erro:

$$s_t = s_{t-1} + e_t^2 \quad n_t = n_{t-1} + 1$$

$$V(\lambda_i|t-1) = R_t s_t / n_t \quad V(y_i|t-1) = Q_t s_t / n_t$$

Log da verossimilhança preditiva:

$$Lvm(\varphi) = -0,5 \sum_t [\ln(Q_t) + t \ln(t + e_t^2 / (Q_t))]$$

Utilizando a função de LVM(.) foi usado o algoritmo de MCMC [Gamerman (1997)], com critério de rejeição para obter uma amostra da distribuição de  $\varphi$  condicionada ao conjunto de informação.

## APÊNDICE C

### VALIDAÇÃO DOS INDICADORES

Os indicadores escolhidos são uma razão entre um estoque e uma medida de nível de produto, ou uma razão entre estoques, variáveis que são, em geral, integradas. Isso sugere que os indicadores escolhidos também são integrados, ou seja, podem evoluir segundo a equação (1). A capacidade preditiva do modelo dado pela equação (1), que é um modelo de nível local (MNL), é comparada com modelos que: a) flexibilizam a transição do nível local, MTL; e b) flexibilizam o efeito e a ordem do valor passado de  $y$  — modelos auto-regressivos com e sem parâmetro variando AR(2), ARV(2).

Seja  $Y_t = \ln(y_t)$ , e  $\mu_t = \mu^* + 0,5\sigma^2$  então:

$$\text{MNL} : \Delta Y_t = \mu_t^* + e_t \quad e_t \sim (0, \sigma) \quad \mu_t^* = \mu_{t-1}^* + f_t \quad f_t \sim (0, \varphi)$$

$$\text{MTL} : \Delta Y_t = \mu_t^* + e_t \quad e_t \sim (0, \sigma) \quad \mu_t^* = \mu_{t-1}^* + b_t + f_t \quad f_t \sim (0, \varphi) \quad b_t = b_{t-1} + g_t \quad g_t \sim (0, \varphi^*)$$

$$\text{AR}(2) : Y_t = a + bY_{t-1} + cY_{t-2} + e_t \quad e_t \sim (0, \sigma)$$

$$\text{ARV}(2) : Y_t = a_t + bY_{t-1} + cY_{t-2} + e_t \quad e_t \sim (0, \sigma) \quad a_t = a_{t-1} + f_t \quad f_t \sim (0, \varphi)$$

Todos os modelos foram estimados utilizando o modelo dinâmico bayesiano,<sup>25</sup> [West e Harrison (1997)], que calcula o erro da previsão de  $h$  meses à frente  $\{e_{it} = Y_t - E(Y_t|t-h), h = 1, 2, 4\}$ . A soma do quadrado desses erros foi calculada para a amostra mensal do período 01/1990-09/2002.

A Tabela C1 apresenta o desvio de previsão médio quadrático<sup>26</sup> de todos os modelos exceto o modelo de tendência local (MTL).

Este último MTL é uma extensão do MNL que incorpora uma componente de tendência estocástica, e que, portanto, permite estimar a flutuação do crescimento.

25. Este modelo é versão bayesiana do modelo conhecido com filtro de Kalman, modelo em espaço de estado.

26. Raiz quadrada do erro médio quadrático.

No entanto, para todos os indicadores, e ao longo da amostra, a hipótese de que esta componente é nula não é rejeitada.

TABELA C1

**Desvio de Previsão Médio Quadrático e volatilidade ( $\sigma$ )**

	EMQ( $h = 1$ )			EMQ( $h = 24$ )			$\sigma$
	AR(2)	ARV(2)	MNL	AR(2)	ARV(2)	MNL	
A. (D-R)/Exp	0,032	0,025	0,027	0,316	0,282	0,225	0,104
B. (D-R)/Ind	0,027	0,026	0,027	0,277	0,261	0,238	0,097
C. DI/Ind/IGP	0,037	0,040	0,042	0,265	0,267	0,277	0,173
D. D/R	0,084	0,081	0,105	0,507	0,469	0,561	0,284

Os resultados mostram que: *a*) a generalização da equação (1) não aumenta a capacidade preditiva, o que revela que o MNL é uma boa aproximação para todos os indicadores de fundamento; e *b*) o comentário sobre o MTL mostra que  $\mu_t$  é um passeio aleatório.

**APÊNDICE D**

**ESTIMAÇÃO: MODELO LINEAR ECONOMÉTRICO**

Os modelos econométricos foram estimados com um método de regressão-padrão MQO com a amostra  $D$  obtendo o erro de ajustamento ( $E(s_t|D) - s_t$ ), e com um método de regressão seqüencial<sup>27</sup> para a amostra  $H$ , obtendo o erro preditivo ( $E(s_t|t-1) - s_t, t \in H$ ). A Tabela D1 apresenta, para as duas amostras e os respectivos indicadores de moratória, o coeficiente  $d$  [ver equação (7)] estimado e o respectivo teste *t-student*.

Tabela D1

**Estimação de  $d$**

Amostra	D		Completa	
	Média	<i>t-std</i>	Média	<i>t-std</i>
A. (D-R)/Exp	4,35	3,30	0,008	0,82
B. (D-R)/Ind	3,54	2,77	0,004	0,43
C. DI/Ind/IGP	0,91	1,58	0,010	1,01
D. D/R	4,24	2,30	-0,00	-,130

O coeficiente do indicador de moratória do modelo econométrico é significativo para a amostra  $D$ , mas não significativo para a amostra completa, mostrando que não se rejeita a hipótese de que o indicador de moratória não é significativo para a previsão do *spread*.<sup>28</sup>

27. De fato, foi utilizado um modelo de regressão dinâmica com a variância dos parâmetros igual a zero, que é igual ao modelo de regressão seqüencial. Para dar conta da mudança abrupta de regime em junho de 2002, a variância dos parâmetros foi aumentada arbitrariamente nesta data. Os resultados não foram satisfatórios e foram apresentados apenas os resultados do modelo estimado com variância nula.

28. Mesmo considerando a possibilidade de mudança de regime. O modelo econométrico foi estimado utilizando regressão seqüencial supondo que cada parâmetro se ajuste aleatoriamente em junho de 2002 como o modelo ME.

TABELA D2  
**Modelo MEC Estimadores**

	$\beta^*$	$\alpha^*$	$\lambda^*$	LVM*	%VNE
(D-R)/Exp	0,51	5,07	0,113	-3535	1,26
(D-R)/Ind	0,52	1,53	0,105	-3533	1,13
D/Ind/IGP	0,08	2,50	0,070	-3532	0,88
D/R	0,24	18,6	0,200	-3533	1,79

## BILIOGRAFIA

- BEATTIE, J. *Contagion in Latin America: an analysis of credit derivatives*. Duke University, 2000.
- BLACK, F., COX, J. Valuing corporate securities: some effects of bond indentures provisions. *Journal of Finance*, v. 31, p. 351-367, 1976.
- DUFFIE, D., SINGLETON, K. Modeling term structures of the defaultable bonds. *Review of Financial Studies*, v. 12, p. 687-720, 1999.
- GAMERMAN, D. *Markov Chain Monte Carlo: stochastic simulation for bayesian inference*. London: Chapman & Hall, 1997.
- GARCIA, M. *Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil*. 2001, mimeo.
- HUANG, J., HUANG, M. *How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? A new calibration approach*. 2002.
- JARROW, R., TURNBULL, S. Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *Journal of Finance*, v. 50, n. 1, p. 53-85, 1995.
- KARATZAS, I., SHREVE, S. *Brownian motion and stochastic calculus*. 2<sup>nd</sup> ed. Springer Verlag, 1991.
- LELAND, H. Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure. *Journal of Finance*, v. 49, p. 1.213-1.252, 1994.
- LONGSTAFF, F. A., SCHWARTZ, E. S. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *Journal of Finance*, v. 50, p. 789-819, 1995.
- MERTON, R. C. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rate. *Journal of Finance*, v. 29, p. 449-470, 1974
- MUINHOS, M. K. *Relatório de Inflação*, n. 42, Banco Central do Brasil, dez. 2002.
- NEFTCI, S. N. *An introduction to the mathematics of financial derivatives*. 2<sup>nd</sup> ed. Academic Press, 2000.
- SAÁ-REQUEJO, J., SANTA-CLARA, P. *Bond pricing with default risk*. 1999.
- SCHWARTZ, E. S. The stochastic behavior of commodity prices: implications for valuation and hedging. *Journal of Finance*, v. 52, p. 923-973, 1997.
- STEELE, M. J. *Stochastic calculus and financial applications*. Spriger, 2001.
- WEST, M., HARRISON, J. *Bayesian forecasting and dynamic models*. Springer Verlag, 1997.
- ZHOU, C. *A jump-diffusion approach to modeling credit risk and valuing defaultable securities*. Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 1997.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

### **Supervisão**

Helena Rodarte Costa Valente

### **Revisão**

André Pinheiro

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luiz Carlos Palhares

Miriam Nunes da Fonseca

Tatiana da Costa (estagiária)

### **Editoração**

Carlos Henrique Santos Vianna

Marina Nogueira Garcia de Souza (estagiária)

Rafael Luzente de Lima

Roberto das Chagas Campos

### **Divulgação**

Raul José Cordeiro Lemos

### **Reprodução Gráfica**

Edson Soares

### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

10<sup>º</sup> andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5336

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

### **Rio de Janeiro**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14<sup>º</sup> andar

20020-010 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3804-8118

Fax: (21) 2220-5533

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares