

## 4 Opções de *Default* e os *Spreads* Soberanos

### Resumo

O ensaio propõe um modelo estrutural a partir da teoria de opções e ativos contingentes para estimar a estrutura a termo e a probabilidade implícita de *default* de países emergentes que representam, em média, 54 % do índice EMBIG do *JPMorgan* no período de 2000–2005. A taxa de câmbio real, modelada como um processo de difusão simples, é considerada como indicativa de *default*. O modelo calibrado gera a estrutura a termo dos *spreads* consistente com dados de mercado, indicando que o mercado sistematicamente sobre-estima os *spreads* para o Brasil em 100 pontos base na média, enquanto para México, Rússia e Turquia reproduz o comportamento do mercado. O ensaio fornece ainda a probabilidade implícita de *default* do emissor, variável fundamental para o apreamento dos derivativos de crédito, mercado que cresceu vertiginosamente após a crise da Ásia e Rússia, passando de US\$ 180 bilhões de dólares em 1996 para um valor esperado de US\$ 20 trilhões ao final de 2006. Este mercado é mencionado como sendo o responsável por conter os efeitos contágios e manter a estabilidade no mercado financeiro em crises recentes como a da WorldCom, Parmalat, Enron entre outros.

**Palavras Chaves:** Mercados Emergentes, *Spreads* Soberanos, Probabilidade de *Deafult*

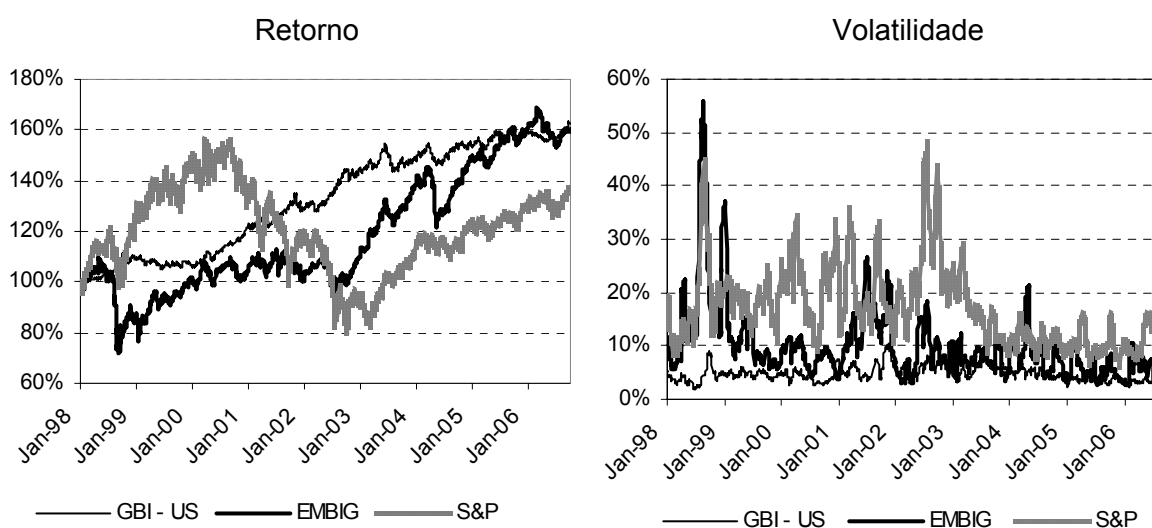
**JEL:** G13, G15, F34, G33

## 4.1 Introdução

A forte *performance* dos títulos de dívida emitidos pelos mercados emergentes durante os últimos anos parece ter consolidado o papel dos mercados emergentes na carteira de investidores internacionais, a despeito das crises ocorridas durante a segunda metade da década de 90. Como mencionado no *Global Financial Stability Report* (2004), publicação do Fundo Monetário Internacional, os retornos consideráveis dos títulos emergentes, especialmente os relacionados a dívida soberana, fez muitos investidores institucionais deterem posições estratégicas nesses mercados. Esta realocação foi sobremaneira acrescida pela melhoria dos fundamentos econômicos dos mercados emergentes e principalmente pelas baixas taxas de juros de curto prazo nos maiores centros financeiros globais. Este cenário criou um excesso de liquidez observado desde 2001, e especialmente em 2003, quando os *spreads* soberanos caíram consideravelmente de patamares historicamente muito altos.

A Figura 4.1 apresenta a *performance* do índice EMBI Global comparando o retorno total diário e volatilidade anualizada com os índices do S&P500 e GBI-US de Janeiro de 1998 a Julho de 2004.

Figura 4.1 – Performance do EMBIG



Fonte: JPMorgan

Os *spreads* de crédito, definidos como a diferença de retorno entre um título com risco e outro sem risco, de características similares, se referem à probabilidade de *default* implícita e solvência do emissor. A probabilidade de *default* é crucial para gestão de risco de carteira, ou mesmo apreçamento de derivativos de crédito como

os *credit default swaps* (CDSs)<sup>1</sup>.

Existem duas abordagens em finanças para estimar, apreçar e gerenciar risco de créditos: modelos estruturais e reduzidos.

Nos modelos estruturais, inicialmente proposto por Merton (1974), a abordagem de ativos contingentes (teoria das opções) faz-se mister. Um título com risco é apreçado como um derivativo contingente de alguma medida relacionada com a solvência do emissor (condições econômicas e financeiras) que precipita o evento de *default* – definido como o momento onde essa medida ultrapassa uma barreira crítica. Assumindo taxas de recuperação do capital (*recovery rates*) e processos estocásticos que governam a taxa sem risco, a probabilidade de *default* é derivada endogenamente assim como a estrutura a termo dos *spreads*.

Extensões relevantes do modelo de Merton incluem Black e Cox (1976) e a possibilidade de *default* antes da expiração; Leland (1994) e o momento ótimo de *default*; Longstaff e Schwartz (1995), introduzindo dinâmicas estocásticas para a taxa de juros de curto prazo para apreçar títulos pré e pós fixados; Zhou (1997), propondo modelo de difusão com saltos (*jumps*) que melhor ajustam os dados empíricos de mercado; e Saá-Requejo e Santa-Clara (1999), introduzindo processo de difusão para considerar uma barreira de *default* estocástica.

Em oposição, os modelos reduzidos, apresentados em Duffie e Singleton (1999) entre outros, tratam o evento de *default* como um processo imprevisível, governado por uma *hazard rate*, usualmente modelada como um variável de *Poisson*, onde o *spread* de crédito não é explicitamente relacionado ao estado da natureza econômica ou financeira do emissor.

A discussão sobre o modelo adequado para se determinar o *spread* de crédito é altamente controversa, tendendo a considerar os modelos estruturais melhores para explicar e os reduzidos para prever os *spreads*. Sarig e Warga (1989) empiricamente investigam a adequação do modelo de Merton (1974) com a estrutura a termo

---

<sup>1</sup> De acordo com a British Bankers' Association – Credit Derivatives Report (2006), os derivativos de créditos corresponde ao segmento de derivativos OTC que mais cresce globalmente, especialmente após a crise Asiática e Russa de 1997/1998. Este mercado cresceu de US\$ 180 bilhões de dolares em 1996 para um valor de US\$ 20 trilhões ao final de 2006. No primeiro trimestre de 2006, o Credit Default Swaps (CDS) correspondeu a aproximadamente 33% de todo o mercado de derivativos de crédito, e segundo Packer e Suthiphongchai (2003) 74% dos CDS referem-se ao segmento de corporações, 14% a bancos e 8% soberanos.

empírica dos *spreads* de crédito de corporações chegando a resultados positivos para o modelo. Collin-Dufresne, Goldstein, e Martin (2001) sugerem que *proxies* de liquidez influenciam em maior escala os *spreads* de crédito que as variáveis estruturais de fundamentos. Huang e Huang (2002) mostram que os modelos estruturais explicam em aproximadamente 60-80% dos *spreads* de corporações classificadas como especulativas (*rating* Ba Moody's) e aproximadamente 100% daqueles de alto risco (*rating* B Moody's). Hund (2002) aponta para a dificuldade de conciliar o comportamento da estrutura a termo implícita dos modelos estruturais com a observada no mercado, e Delianedis e Geske (2002) atribuem este fato empírico a hipóteses referentes a de mercados incompletos.

A literatura de modelos de risco de crédito aplicados a mercados soberanos não é trivial. Cantor e Packer (1996) entre outros encontram evidências em direção aos modelos estruturais uma vez que os *ratings* dos soberanos são altamente consistentes com os *spreads* e fundamentos econômicos desses países. Martins (1997) utilize o prêmio de *default* obtido de títulos de empresas americanas de grau especulativo para apreçar títulos de mercados emergentes (*Brady bonds*). Lehbass (1999) desenvolve modelo estrutural baseado no índice de mercado de ações do país expresso em moeda estrangeira para analisar DM-Eurobonds emitidos por soberanos. Wiggers (2002) adota um modelo estrutural baseado nos modelos de *default* ótimo endógeno onde o PIB em moeda estrangeira representa a variável de *default*. Hui e Lo (2002) apresentam um modelo estrutural baseado na taxa de câmbio soberana para explicar os *spreads* na Coreia do Sul e Brasil. Duffie, Pedersen, e Singleton (2002) constroem um modelo de forma reduzida para apreçar títulos soberanos com estudos de caso para Rússia. Xu e Ghezzi (2002) desenvolvem modelo que relaciona a estrutura a termo dos *spreads* com a dinâmica fiscal do soberano; e Moreira e Rocha (2004) introduzem um modelo de dois fatores baseados em fundamentos macroeconômicos e prêmio de risco variante no tempo de forma a prever o *spread* soberano brasileiro.

Este trabalho implementa um modelo simples de calibragem para estimar a estrutura a termo e a probabilidade implícita de *default* para um grupo de emergentes que totaliza mais que 54% do índice EMBIG.

O modelo assume que o indicador de *default* é a taxa de câmbio em termos reais de cada soberano com respeito ao USD dólar. Embora a taxa de câmbio não represente diretamente a solvência ou liquidez de um país, é bastante utilizada na prática pelo mercado e em modelos de análise de risco país, além de ser variável diária capaz de capturar as percepções de risco do mercado, em detrimento de outras

variáveis de baixa frequência (mensal ou trimestral) como os fundamentos macroeconômicos.

A suposição de que o câmbio induz a solvência é suportada por Reinhart (2002) argumentando que 84% dos *defaults* de emergentes estão associados a crises cambiais devido ao considerável montante de dívida denominada em dólar nessas economias. Dessa forma, uma desvalorização cambial pode exacerbar problemas fiscais quando a economia possui restrições de mobilidade de capital como é o caso usual das economias emergentes. Ainda, segundo Kaminsky, Lizondo, e Reinhart (1998), a taxa de câmbio é um indicador particularmente útil de antecipação de crises.

## 4.2 O Modelo

Seja  $S$  a taxa de câmbio real na medida equivalente de *Martingal*, descrito pelo processo estocástico da Eq.(1); onde  $dz$  é um incremento de *Wiener*,  $\sigma_t$  o parâmetro volatilidade, e  $\lambda_t$  o termo de tendência ajustado ao risco variante no tempo<sup>2</sup>.

$$\frac{dS}{S} = \lambda_t dt + \sigma_t dz^* \quad (1)$$

De forma a excluir possibilidades de arbitragem, a hipótese de mercado completo implica que o termo de tendência da Eq.(1) equivale ao diferencial entre as taxas de juros de curto prazo entre o emissor soberano e o mercado americano. Esta relação é conhecida em finanças internacionais como paridade coberta da taxa de juros, e segundo Frankel (1993) é relativamente correta em países desenvolvidos. Entretanto, as evidências empíricas indicam que esta relação não se observa em economias emergentes devido à existência do termo relacionado ao risco país.

Portanto, assumimos que esse mercado não é completo e estimamos o termo de tendência ajustado ao risco no tempo, parâmetro  $\lambda_t$  calibrando com dados de mercado. Bates (1991) utiliza abordagem similar para explicar e mostrar a antecipação da crise da bolsa de 1987 pelo mercado.

O evento de *default* é deflagrado pela primeira vez que a variável de câmbio  $S$  ultrapassa a barreira  $\alpha$ , i.e., quando o câmbio alcança um nível tal que inviabiliza o pagamento da dívida. O momento de *default* é incerto e possui uma função de distribuição de probabilidade (*first hitting time*) apresentada no Apêndice.

O preço de um título de zero cupom com risco de *default*  $B(t,T)$ , cujo valor de

---

<sup>2</sup> Veja Neftci (2000).

face é \$1 e expiração  $T$  anos, é dado pela Eq.(2), onde  $P(t,T)$  é o preço de um título de mesma característica porém sem risco,  $w$  equivale a perda (*writedown*) com o *default*<sup>3</sup>,  $1_{\{\tau < T\}}$  é uma função indicativa do evento de *default* antes da expiração,  $r$  a taxa de remuneração de curto prazo de um título sem risco, e a expectativa é em relação à medida de *Martingal*  $Q$ .

$$B(t,T) = P(t,T) - E_t^Q \left[ w 1_{\{\tau < T\}} e^{-\int_t^T r(u) du} \right] \quad (2)$$

A Eq.(2) pode ser re-escrita de acordo com Eq.(3), onde  $F_t(\tau < T)$  é a distribuição cumulativa da probabilidade de *default* antes da expiração  $T$ .

$$B(t,T) = P(t,T) [1 - w F_t(\tau < T)] \quad (3)$$

Seja o *spread*  $s(t,T)$  a diferença de retornos (*yield*) entre um título com e sem risco. Então, o *spread* soberano é dado pela Eq.(4).

$$s(t,T) = -\frac{1}{(T-t)} \ln \left( \frac{B(t,T)}{P(t,T)} \right) = -\frac{1}{(T-t)} \ln (1 - w F_t(\tau < T)) \quad (4)$$

### 4.3 Dados

Um importante *benchmark* para análise de risco e retorno dos mercados emergentes apareceu a partir da introdução do índice *Emerging Markets Bond Index* (EMBI) do banco de investimentos *JPMorgan*. O EMBI é um índice de retorno total dos títulos *Bradies* denominados em dólar e emitidos pelos mercados emergentes que satisfaz a alguma restrição de liquidez. O índice EMBI *Plus* (EMBI+) relaxa o critério de liquidez e incorpora mais títulos em sua composição.

O índice EMBI Global (EMBIG) contém *Brady bonds*, *Eurobonds* e empréstimos no exterior emitidos por soberanos e quase-soberanos; estabelecendo um critério diferente de inclusão de países no índice e admitindo instrumentos menos líquido em relação ao EMBI+.

De forma a assegurar a consistência do modelo, utilizamos os *spreads* soberanos (*stripped yield*) que equivale a diferença entre a taxa de retorno de um título com e sem risco de mesmas características, onde o valor presente dos fluxos de colaterais são removidos, uma vez que os colaterais não são sujeitos ao risco

<sup>3</sup> Assume-se que a perda é contante como sugerido Jarrow and Turnbull (1995).

soberano.

De maneira similar, a duração apropriada a ser considerada equivale a duração dos *spreads* soberanos (*sovereign spread duration*) definida como a percentagem de variação no preço do título pela variação em pontos base no *spread* soberano, podendo ser interpretada pela duração média do título (sem colaterais).

Escolhemos o índice EMBIG dos seguintes países Brasil, México, Rússia e Turquia os quais correspondem a praticamente 54% da composição do índice no período de 2000–2005. A Figura 4.2 apresenta os *spreads* soberanos (em pontos base) dos países emergentes selecionados desde Janeiro de 2000 até Dezembro de 2005. A Figura 4.3 ilustra a composição no índice por país em Dezembro de 2005.

Figura 4.2 – Spreads Soberanos

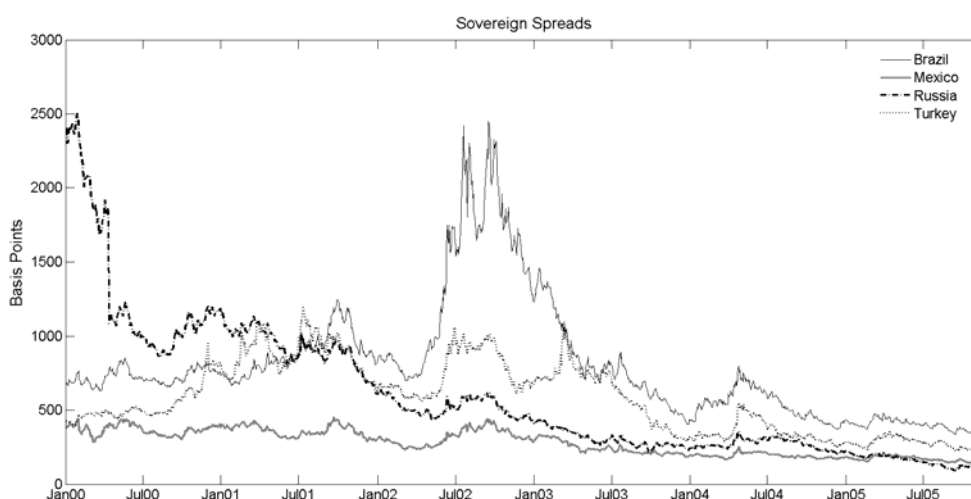
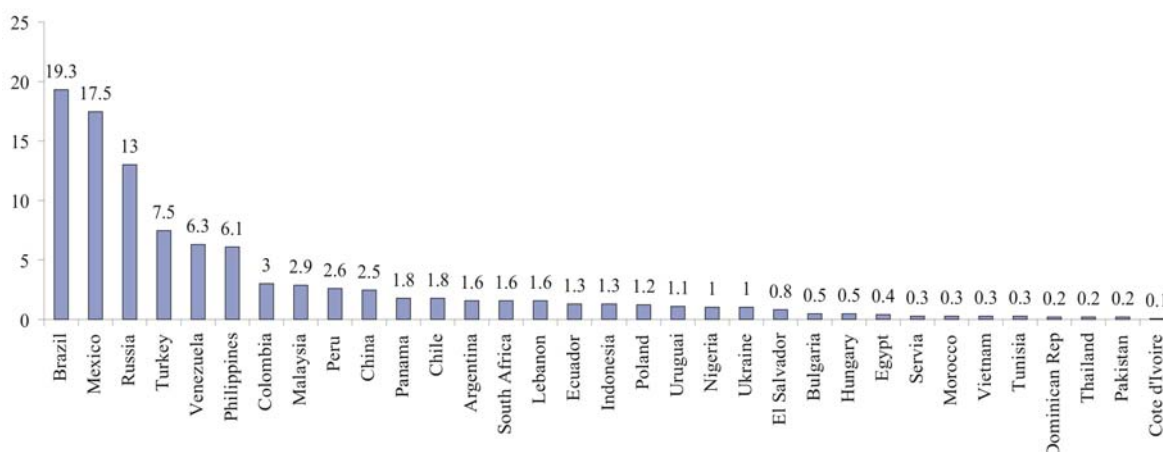


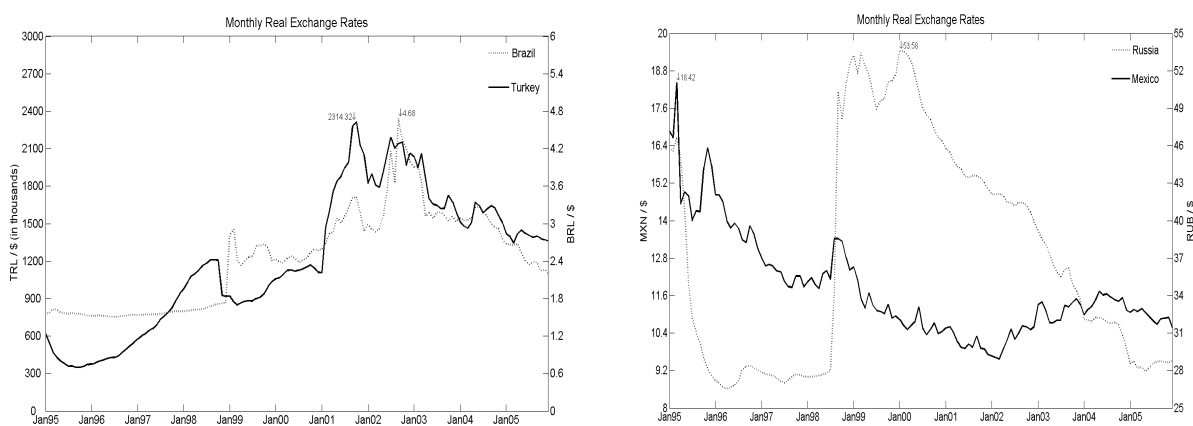
Figura 4.3 – Composição do EMBIG %



A média da taxa de recuperação (*recovery rates*) após o *default* de títulos soberanos é segundo a Moody's Special Comment (2003) de aproximadamente 40%. Portanto, o valor da perda  $w$  é de 60%.

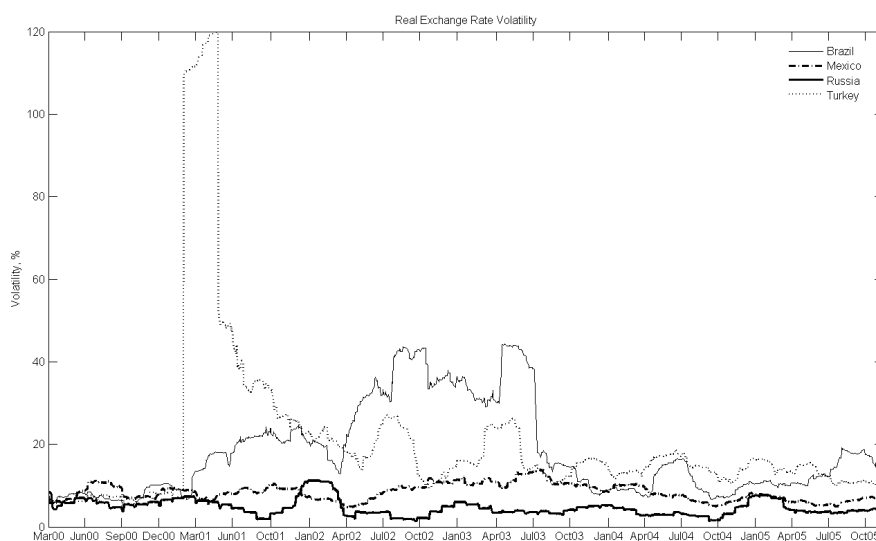
As taxas de câmbio nominal são obtidas através do sistema da Bloomberg e convertidos em taxas reais pelo índice de preços ao consumidor disponível pelo *International Finance Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional. A Figura 4.4 apresenta a taxa real de câmbio dos países selecionados desde Janeiro de 1995 em dólares de Dezembro de 2005, bem como a taxa máxima observada no período.

Figura 4.4 – Taxas de Câmbio Real



A Figura 4.5 apresenta a volatilidade diária anualizada  $\sigma_t$  da Eq.(1), estimada em uma janela móvel de 60 dias, desde Março de 2000.

Figura 4.5 – Volatilidade Anual





#### 4.4 Resultados

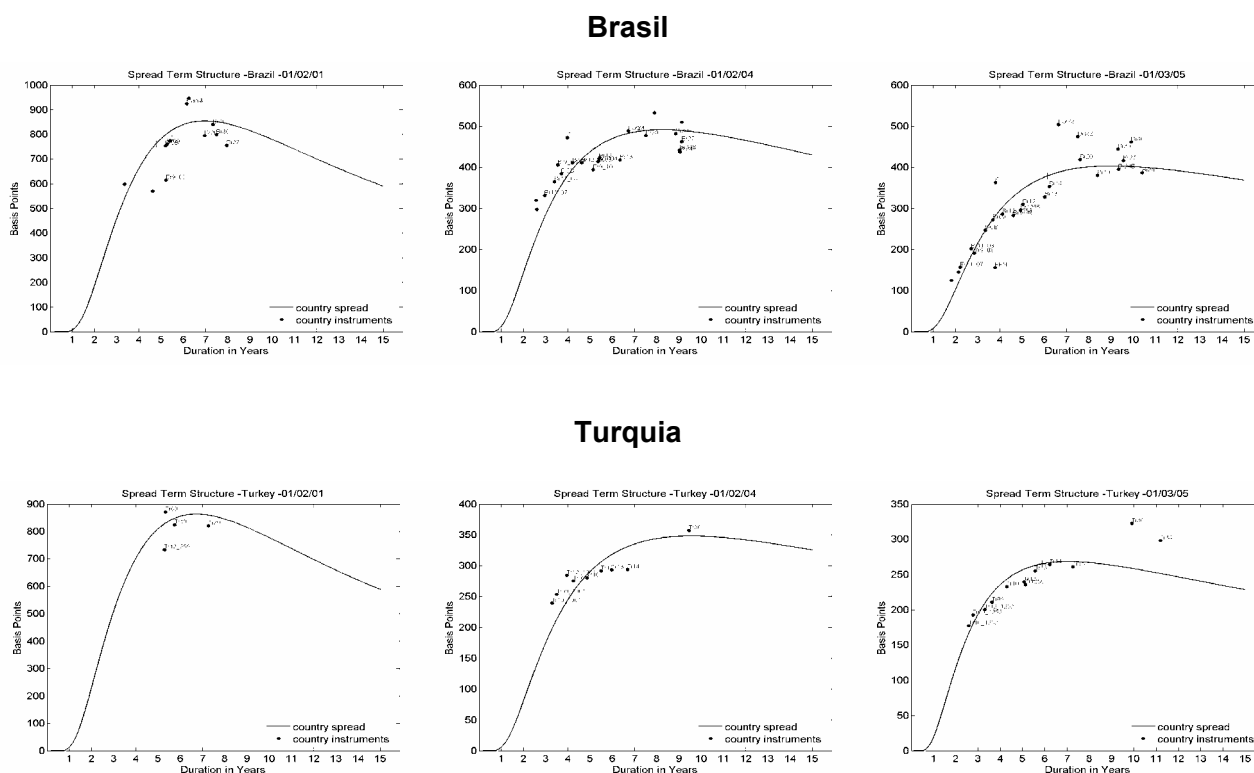
O processo de calibragem utilizado é similar àquele adotado por praticantes de mercado. O parâmetro de tendência temporal  $\lambda_t$  é calibrado com o instrumento mais líquido de cada país (o EMBIG de cada país) e então utilizado como input para apreçar os instrumentos menos líquidos e portanto, toda a estrutura a termo dos *spreads* soberanos (os instrumentos reais contidos no índice EMBIG). Através de constante calibragem incorporamos toda informação de mercado no modelo.

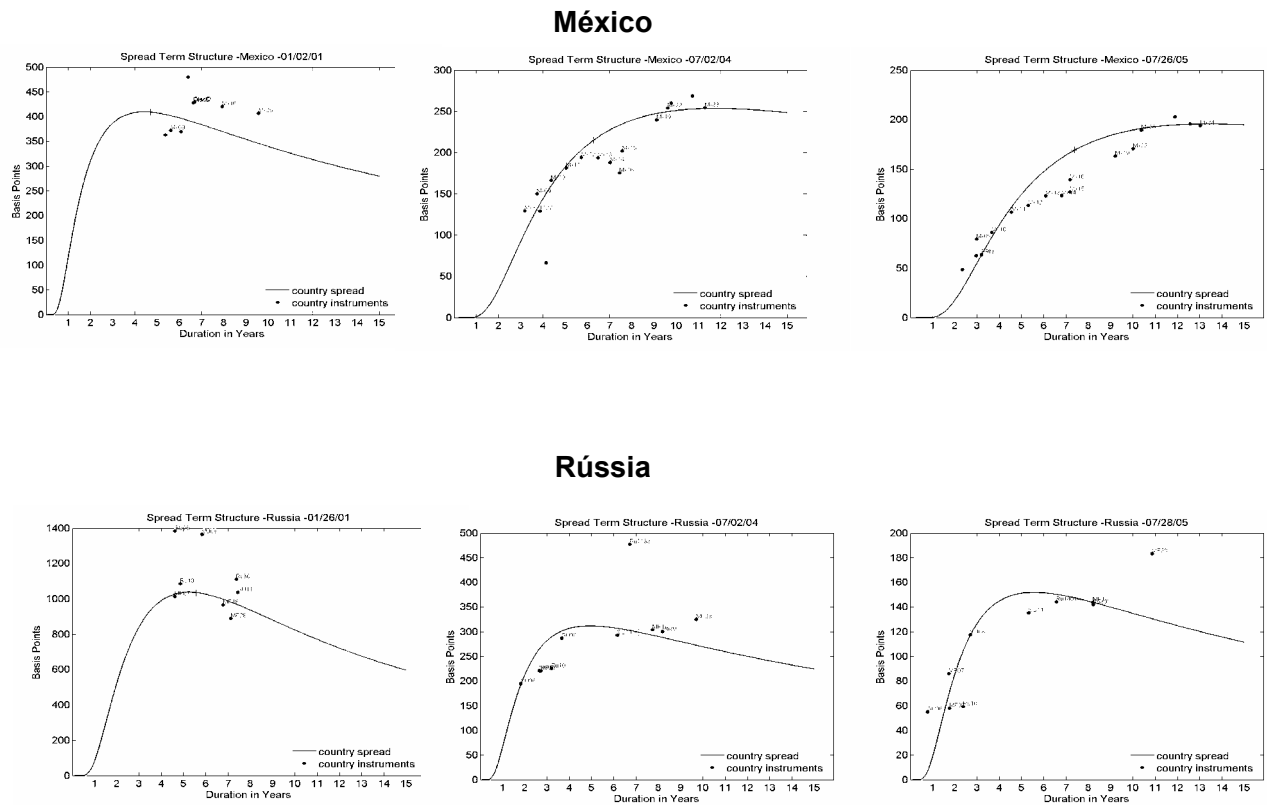
O período do estudo compreende Janeiro de 2000 a Dezembro de 2005.

A barreira de *default* é estimada mensalmente minimizando a soma dos erros médios quadráticos no mês entre os *spreads* soberanos diários observados e os estimados pelo modelo. O valor crítico da barreira de default é mantido constante para o próximo mês, enquanto somente o termo de tendência é calibrado diariamente.

De forma a verificar o ajustamento do modelo aos dados de mercado, a Figura 4.6 apresenta a estrutura a termo dos *spreads* soberanos gerada pelo modelo vis a vis os valores de mercado para algumas datas específicas. A marca em cruz representa o índice EMBIG.

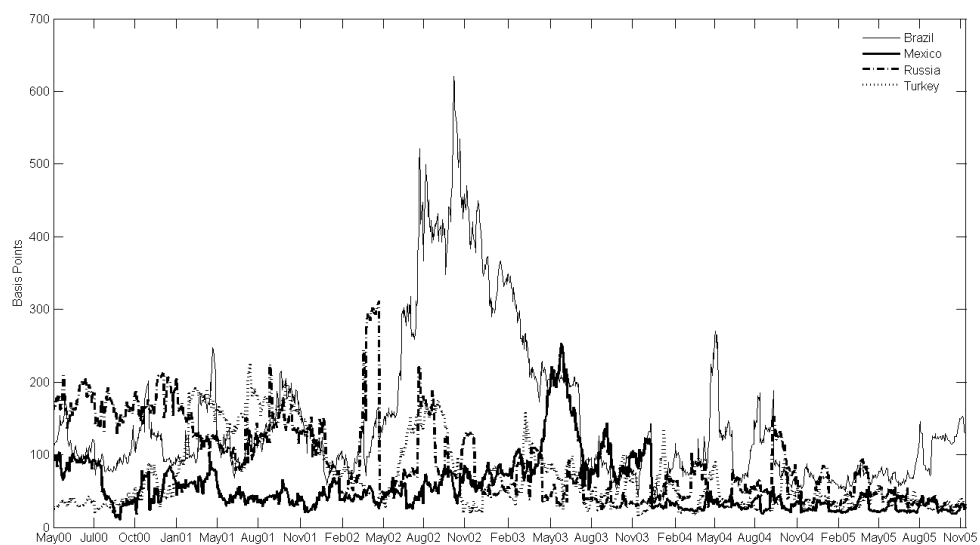
Figura 4.6 – *Spreads* Previstos x Observados





A soma dos erros médios quadráticos é apresentada na Figura 4.7 e ilustra a robustez do modelo durante todo período com exceção da incerteza gerada nos períodos de crises.

Figura 4.7 – Erro Médio Quadrático do Modelo



A Tabela 4.1 apresenta a percentagem de erros médios em módulos (positivos e negativos)<sup>4</sup> do modelo considerando todos os instrumentos em cada país durante o período de estudo. Considerando erros acima de 50 pontos base como *spreads* sobre-estimados (títulos sub-estimados), notamos que Brasil, Rússia, Turquia e México apresentam 47.91 %, 32.76 %, 26.85 % e 7.52 % respectivamente. Como era de se esperar o modelo não é aderente nos períodos de crises como o *pós-default* da Rússia em 2000–2001, a desvalorização da lira turca em 2001 e a crise eleitoral Brasileira em 2002.

Tabela 4-1 Erro Médio Quadrático (%)

|         |                       | 2000   | 2001   | 2002   | 2003   | 2004   | 2005   | Média  |
|---------|-----------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Brasil  | % post error > 50 bp  | 42.49% | 50.91% | 70.98% | 54.72% | 37.76% | 30.61% | 47.91% |
|         | % post error > 100 bp | 34.48% | 36.30% | 65.00% | 44.13% | 25.83% | 15.99% | 36.96% |
|         | % neg error < -50 bp  | 17.78% | 20.29% | 8.65%  | 20.49% | 12.26% | 9.85%  | 14.89% |
|         | % neg error < -100bp  | 11.37% | 12.21% | 3.19%  | 10.70% | 4.76%  | 2.87%  | 7.52%  |
| México  | % post error > 50 bp  | 25.62% | 19.96% | 17.62% | 20.52% | 2.62%  | 2.22%  | 14.76% |
|         | % post error > 100 bp | 12.96% | 1.53%  | 5.09%  | 13.76% | 0%     | 0%     | 5.56%  |
|         | % neg error < -50 bp  | 22.78% | 14.44% | 11.62% | 10.51% | 5.40%  | 1.74%  | 11.08% |
|         | % neg error < -100bp  | 1.54%  | 2.39%  | 0.97%  | 2.39%  | 0%     | 0%     | 1.22%  |
| Rússia  | % post error > 50 bp  | 48.30% | 44.59% | 37.30% | 20.28% | 28.69% | 17.42% | 32.76% |
|         | % post error > 100 bp | 35.36% | 34.99% | 16.79% | 7.09%  | 11.84% | 3.22%  | 18.22% |
|         | % neg error < -50 bp  | 22.78% | 14.44% | 11.62% | 10.51% | 5.40%  | 1.74%  | 11.08% |
|         | % neg error < -100bp  | 8.73%  | 12.23% | 11.61% | 0.68%  | 1.35%  | 1.80%  | 6.07%  |
| Turquia | % post error > 50 bp  | 10.40% | 56.78% | 32.07% | 27.50% | 19.95% | 14.42% | 26.85% |
|         | % post error > 100 bp | 0%     | 37.77% | 16.38% | 9.20%  | 2.86%  | 0.53%  | 11.12% |
|         | % neg error < -50 bp  | 7.54%  | 24.39% | 22.79% | 18.51% | 5.64%  | 1.27%  | 13.36% |
|         | % neg error < -100bp  | 2.96%  | 21.65% | 11.35% | 2.60%  | 1.59%  | 0%     | 6.69%  |

Considerando apenas o período 2003–2005, após a crise Brasileira de 2002, a Tabela 4.2 mostra a média dos *spreads* (em pontos base) apenas dos instrumentos sub-apreçados (ou seja, aqueles com *spreads* sobre-estimados). Note que na média do período, o Brasil foi o país onde os instrumentos estavam mais desvalorizados (*spreads* sobre-estimados), em aproximadamente 100 pontos base, enquanto para os outros países este número foi de apenas 50 pontos base. Estes resultados indicam a evidência de que o mercado sistematicamente sub-apreçou os instrumentos

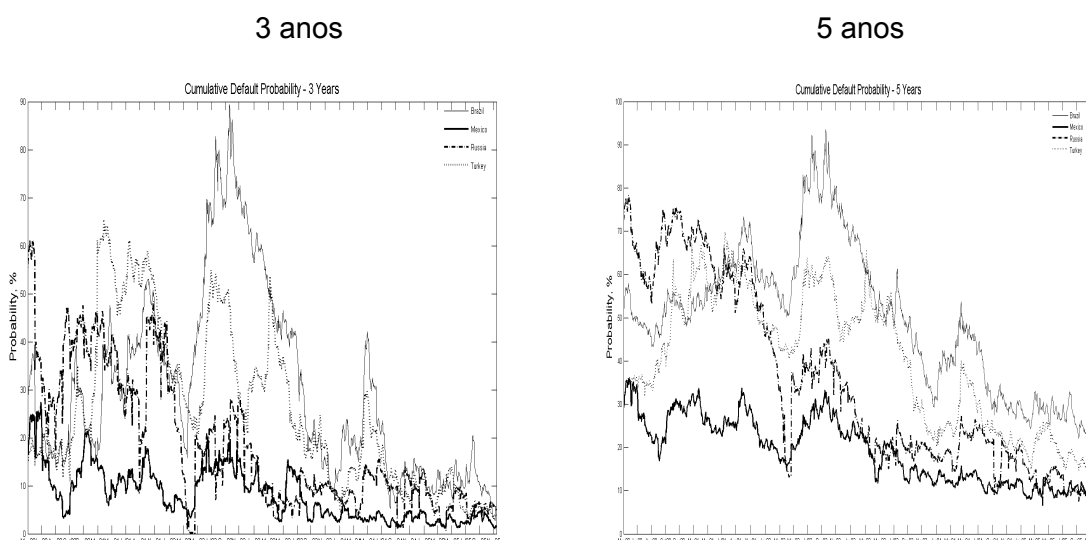
<sup>4</sup> Erros positivos significam que o mercado está sobre-estimando os *spreads*, ou seja, sub-estimando os títulos.

Brasileiros no período, em comparação às economias emergentes do México, Rússia e Turquia.

Tabela 4-2 *Spreads* Sobre-Estimados

|         | 2003 | 2004 | 2005 | Média |
|---------|------|------|------|-------|
| Brasil  | 167  | 94   | 73   | 111   |
| México  | 118  | 22   | 22   | 54    |
| Rússia  | 47   | 52   | 38   | 46    |
| Turquia | 59   | 39   | 39   | 46    |

A Figura 4.8 apresenta a probabilidade implícita de *default* diária desde Maio de 2000 para três e cinco anos.

Figura 4.8 – Probabilidade Implícita de *Default*

Nos primeiros meses de 2004 a probabilidade de *default* implícita decresce rapidamente após o período turbulento da crise Argentina de Dezembro de 2001 e eleições Brasileira de Outubro de 2002. Esta boa performance foi obtida através de melhorias dos fundamentos macroeconômicos combinada com um excesso de liquidez global a partir de 2003.

A Tabela 4.3 ilustra a probabilidade cumulativa de *default* para o último dia da amostra (5 Dezembro de 2005) e as taxas de *default* cumulativas disponíveis em Moody's Special Comment (2003).

Tabela 4-3 Probabilidade Cumulativa de *Deafult*

| <i>Probabilidade Implícita de Deafult *</i>                                  |        |        |        |        |        |        |        |
|------------------------------------------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                                                              | Year 1 | Year 2 | Year 3 | Year 4 | Year 5 | Year 6 | Year 7 |
| México Baa1                                                                  | 0.00%  | 0.26%  | 1.66%  | 4.26%  | 7.62%  | 11.32% | 12.67% |
| Rússia Baa2                                                                  | 0.28%  | 2.40%  | 5.08%  | 7.51%  | 9.55%  | 11.55% | 15.11% |
| Turquia Ba3                                                                  | 2.1%   | 3.89%  | 6.21%  | 11.43% | 13.8%  | 19.3%  | 24.61% |
| Brasil Ba3                                                                   | 2.3%   | 4.54%  | 7.01%  | 13.32% | 18.58% | 25.90% | 32.87% |
| <i>Taxas Cumulativas de Deafult Soberanos (Janeiro 1985 – Dezembro 2002)</i> |        |        |        |        |        |        |        |
| Baa                                                                          | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  |
| Ba                                                                           | 1.56%  | 3.37%  | 5.49%  | 10.86% | 12.62% | 14.98% | 18.13% |
| Investment Grade                                                             | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  | 0.00%  |
| Speculative Grade                                                            | 3.87%  | 7.87%  | 10.62% | 14.19% | 16.59% | 19.74% | 23.75% |

*\*Ratings em Dezembro de 2005*

Como esperado, a probabilidade implícita de *default* (na medida risco neutro) é superior às taxas de *default* históricas estimadas pelas agências de classificação de risco.

## 4.5 Conclusão

Este trabalho propõe um modelo estrutural para estimação da estrutura a termo dos *spreads* soberanos, probabilidade de *default* implícita e barreiras de *default* de quatro países emergentes que correspondem a aproximadamente 54% do índice EMBIG no período 2000–2005. A taxa real de câmbio é a variável indicadora de *default* e por possuir frequência diária, captura as informações e expectativa do mercado mais rapidamente que variáveis de fundamentos de baixa frequência (mensal ou trimestral).

De acordo com o modelo, o mercado sistematicamente sub-apreça os instrumentos Brasileiros em aproximadamente 100 pontos base, mesmo considerando o período de liquidez global generalizada após 2003, enquanto reproduz o comportamento de mercado para México, Rússia e Turquia.

Como esperado, a probabilidade implícita de *default* é superior às taxas históricas disponíveis pelas agências internacionais classificadoras de risco.

O uso de outras variáveis como *proxies* de *default* como índice de mercado, VIX, ou outras variáveis de fundamentos e aplicações com os CDSs são deixadas como objeto de pesquisa futura.

## 4.6 Referências Bibliográficas

1. Bates D.S. (1991). The Crash of '87, Was It Expected? The Evidence from Options Markets. *Journal of Finance* 46, 1009-1044.
2. Black, F., Cox, J. (1976). Valuing corporate securities: some effects of bond indentures provisions. *Journal of Finance* 31, 351-367.
3. British Bankers' Association – Credit derivatives report (2001/2002).
4. Cantor, R., Packer, F. (1996). Determinants and impact of sovereign credit ratings. *Federal Reserve Bank NY Economic Policy Review*, 37-54.
5. Collin-Dufresne, P., Goldstein, R., Martin, J. (2001). The determinants of credit spread changes. *Journal of Finance* 56, 2177-2207.
6. Delianedis, G., Geske, R. (2002). The components of corporate credit spreads: default, recovery, tax, jumps, liquidity, and market factors. wp. Anderson Graduate School of Management. Finance Department. UCLA.
7. Duffie, D., Singleton, K. (1999). Modeling term structures of defaultable bonds. *Review of Financial Studies* 12, 687-720.
8. Duffie, D., Pedersen, L., Singleton, K (2002). Modeling Sovereign Yield Spreads: A Case Study of Russian Debt. wp. Stanford University.
9. Frankel, J.A. (1993). Quantifying international capital mobility in the 1980s. *On exchange rates*. MIT Press. Cambridge.
10. Global Financial Stability Report (2004). Market Developments and Issues. International Monetary Fund. April 2004.
11. Huang, J., Huang, M. (2002). How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? A new calibration approach. wp. Stanford University.
12. Hund, J. (2002). Default probability dynamics in structural models. wp. A. B. Freeman School of Business, Tulane University.
13. Hui, C., Lo, C.F. (2002). Valuation model of defaultable bond values in emerging markets. *Asia-Pacific Financial Markets* 9, 45-60.
14. Jarrow, R., Turnbull, S. (1995). Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *Journal of Finance* 50, 53-85.
15. J.P. Morgan (1999). Introducing the J.P. Morgan Emerging Markets Bond Index Global (EMBI Global). J.P. Morgan Securities Inc. Emerging Markets Research.
16. Kaminsky, G., Lizondo, S., Reinhart, C. (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers* 5, 1-48.
17. Karatzas, I., Shreve, S. (1991). *Brownian Motion and Stochastic Calculus*. Second

Edition. Springer-Verlag.

18. Kester, W Carl (1984). Today's Options for Tomorrow's Growth, *Harvard Business Review*, March-April, 153-160.
19. Lehrbass, F. (1999). A simple approach to country risk. wp. WestLB, Germany.
20. Leland, H. (1994). Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure. *Journal of Finance* 49, 1213-1252.
21. Longstaff, F.A., Schwartz, E.S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt, *Journal of Finance* 50, 789-819.
22. Martins, L. (1997). Market-implied, risk-averse probability of default in the Brady universe. *The New Dynamics of Emerging Markets Investment: Managing Sub-investment-grade Sovereign Risk*. Edited by Jess Lederman and Michael Pettis. Euromoney. May 1997.
23. Merton, R.C. (1974). On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates, *Journal of Finance* 29, 449-470.
24. Moody's Special Comment (2003). Sovereign bonds defaults, rating transitions, and recoveries (1985-2002). Moody's Investor Service, February 2003.
25. Moreira, A., Rocha, K. (2004). A two-factor structural model of determinants of Brazilian sovereign risk. *Journal of Fixed Income* 14, 48-59.
26. Neftci, S.N. (2000). *An introduction to the mathematics of financial derivatives*. Second Edition. Academic Press.
27. Packer, F., Suthiphongchai, C. (2003). Sovereign credit default swaps. BIS Quarterly Review, December 2003.
28. Reinhart, C.M. (2002). Default, currency crises and sovereign credit ratings. NBER. Working paper series, w8738.
29. Saá-Requejo, J., Santa-Clara, P. (1999). Bond pricing with default risk. wp. The Anderson Graduate School of Management, UCLA, Los Angeles.
30. Sarig, O., Warga, A. (1989). Some empirical estimates of the risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 44, 1351-1360.
31. Wiggers, A. (2002). Default-risky sovereign debt. wp. University of Bonn.
32. Xu, D., Ghezzi, P. (2002). From fundamentals to spread – a fair spread model for high yield EM sovereigns. Global Markets Research. Deutsche Bank.
33. Zhou, C. (1997). A jump-diffusion approach to modeling credit risk and valuing defaultable securities. Washington, DC: Federal Reserve Board. wp. 1997.

#### 4.7 Apêndice: Distribuição de Primeira Passagem de Tempo

Seja o seguinte processo estocástico com processo de Wiener  $dz$ .

$$dx = \lambda_t dt + \sigma_t dz \quad (\text{A1})$$

Seguindo Karatzas e Shreve (1991), a densidade da primeira passagem de tempo de  $x$  em  $\tau > t$ , i.e.,  $\tau = \inf \{t \geq 0, x(t) > 0\}$ , é dada pela Equação (A2).

$$\pi(\tau | x_t, \lambda_t, \sigma_t) = \frac{|x_t|}{\sigma_t \sqrt{2\pi(\tau-t)^3}} \exp \left[ -\frac{(x_t + \lambda_t(\tau-t))^2}{2\sigma_t^2(\tau-t)} \right] \quad (\text{A2})$$

Através do Lema de Itô, temos que se  $S$  segue a Eq. (1), então  $x_t = \ln(S_t/\alpha)$  segue a seguinte equação diferencial estocástica:

$$dx = (\lambda_t - 0.5\sigma_t^2) dt + \sigma_t dz \quad (\text{A3})$$

Portanto, a densidade da primeira passagem de tempo de  $S$  em  $\tau > t$ , i.e.,  $\tau = \inf \{t \geq 0, S(t) \geq \alpha\}$  é dada pela Equação (A4).

$$\pi(\tau | S_t, \lambda_t, \sigma_t, \alpha) = \frac{|\ln(S_t/\alpha)|}{\sigma_t \sqrt{2\pi(\tau-t)^3}} \exp \left[ -\frac{(\ln(S_t/\alpha) + (\lambda_t - 0.5\sigma_t^2)(\tau-t))^2}{2\sigma_t^2(\tau-t)} \right] \quad (\text{A4})$$

A função de distribuição cumulativa é dada pela Equação (A5), onde " $\phi(\cdot)$ " é a normal cumulativa.

$$F_t(\tau < T) = \left\{ I - \phi \left( \frac{\left| \ln \left( \frac{S_t}{\alpha} \right) \right| - (\lambda_t - 0.5\sigma_t^2)(T-t)}{\sigma_t \sqrt{T-t}} \right) + \right. \\ \left. + e^{\left( \frac{2(\lambda_t - 0.5\sigma_t^2) \left| \ln \left( \frac{S_t}{\alpha} \right) \right|}{\sigma_t^2} \right)} \cdot \phi \left( \frac{-\left| \ln \left( \frac{S_t}{\alpha} \right) \right| - (\lambda_t - 0.5\sigma_t^2)(T-t)}{\sigma_t \sqrt{T-t}} \right) \right\} \quad (\text{A5})$$