



Alan Seixas Bello Moreira

**Efeitos Informacionais em Emissões de Dívida
Soberana**

A Decisão de Maturidade e o Ciclo Político

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia da PUC-Rio

Orientador: Prof. Ilan Goldfajn

Rio de Janeiro
Abril de 2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



Alan Seixas Bello Moreira

**Efeitos Informacionais em Emissões de Dívida
Soberana**

A Decisão de Maturidade e o Ciclo Político

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Prof. Ilan Goldfajn

Orientador

Departamento de Economia — PUC-Rio

Prof. Daniel Gleizer

Unibanco

Prof. Walter Novaes

Departamento de Economia—PUC-Rio

Prof. João Pontes Nogueira

Coordenador Setorial do Centro de Ciências Sociais — PUC-Rio

Rio de Janeiro, 7 de Abril de 2006

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Alan Seixas Bello Moreira

Graduou-se em Engenharia de Produção pela Universidade Federal do Rio de Janeiro

Ficha Catalográfica

Moreira, Alan

Efeitos Informacionais em Emissões de Dívida Soberana / Alan Seixas Bello Moreira; orientador: Ilan Goldfajn. — Rio de Janeiro : PUC–Rio, Departamento de Economia, 2006.

82 f.; 30 cm

1. Dissertação (mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia.

Inclui referências bibliográficas.

1. Economia – Tese. 2. Emissão de Dívida Soberana. 3. Maturidade. 4. Sinalização. 5. Risco de Refinanciamento. I. Goldfajn, Ilan. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

À CAPES, à FAPERJ e à PUC-Rio, pelos auxílios concedidos, sem os quais este trabalho não poderia ter sido realizado.

Aos funcionários do Departamento de Economia da PUC-Rio pelo apoio e paciência.

Aos meus colegas de mestrado, pela troca e aprendizado ao longo destes dois anos.

Em particular aos meus colegas de favelinha: Aline Lex, João Pedro Bumachar, Rodrigo Melo, Antônio Sodr e e Ricardo Fibe.

A todos os professores do Departamento de Economia da PUC-Rio pelo apoio e aprendizado que me ofereceram ao longo do curso.

Em particular, ao professor Walter Novaes que, al m de me apoiar, estimulou constantemente a curiosidade por economia e o gosto pela boa modelagem econ mica.

Ao meu orientador Ilan Goldfajn pela paci ncia, clareza e pelos ensinamentos em todas as etapas de elabora o desta disserta o.

 s minhas lindas amigas e irm s Annie e Diana.

  minha m e Vera L cia que sempre me d  todo amor, carinho e apoio em todos os desafios da minha vida.

Ao meu pai Ajax, pelo exemplo que  , sua dedica o a tudo que faz e seu apoio e est mulo a tudo que fiz.

 s demais pessoas que contrib ram de alguma forma para esta disserta o: Beny Parnes(BBM), Lu s Siqueira(BCB), Jos  Rossi (Ita ) e Thomas Lewiner(PUC-Rio).

Resumo

Moreira, Alan; Goldfajn, Ilan. **Efeitos Informacionais em Emissões de Dívida Soberana**. Rio de Janeiro, 2006. 82p. Dissertação de Mestrado — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Neste trabalho, estudamos o forte movimento do risco país em momentos de emissões de dívida externa. Nossos resultados indicam que emissões de curto prazo em momentos de alta assimetria informacional reduzem o risco país em pelo menos 12 pontos-base, enquanto que emissões de longo prazo, nestes momentos, aumentam-no em torno de 90 pontos, movimentos que são mais pronunciados nas taxas de longo prazo da estrutura a termo do spread do que nas de curto prazo. Estes resultados, interpretados à luz de modelos que consideram o *trade off* entre custo de financiamento e risco de refinanciamento, sugerem que os investidores inferem de uma emissão curta uma maior probabilidade de o governo honrar a dívida e, em contraste, de uma emissão de longo prazo um aumento na probabilidade de moratória. Desta forma, concluímos que a maturidade das emissões de dívida revela informação sobre a qualidade da política econômica futura.

Palavras-chave

Emissão de Dívida Soberana. Maturidade. Sinalização. Risco de Refinanciamento.

Abstract

Moreira, Alan; Goldfajn, Ilan. **Informational Effects in Sovereign Debt Issues**. Rio de Janeiro, 2006. 82p. MsC Thesis — Department of Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

In this work, we study the strong movements in country spreads in moments of sovereign debt issues. Our results point that short term bond issues in moments of high informational asymmetry reduce sovereign spreads in 12 basis-points at least, while long-term ones increase spreads in roughly 90 basis-points, movements that are more pronounced in long-term outstanding bonds than in short ones. These results, interpreted in light of models that consider the trade off between financial cost and refinancing risk, suggest that financial markets infer a higher likelihood of default from long term bond issues and a lower from short term ones. Therefore we conclude that sovereign debt issues reveal information about the future quality of the economic policy.

Keywords

Sovereign Debt Issue. Maturity. Signaling. Refinancing Risk.

Sumário

1	Introdução	10
2	Modelo	15
2.1	Arcabouço	17
2.2	O Benchmark com Informação Completa	19
2.3	Equilíbrio com Informação Incompleta	20
2.4	Mercado Secundário	23
2.5	O Efeito da Emissão	25
3	Análise Empírica	29
3.1	Descrição dos Dados	31
3.2	A Especificação do Teste	41
3.3	Resultados	45
3.4	Resultados Complementares	52
4	Conclusão	59
	Referências Bibliográficas	61
A	Especificação	64
A.1	Persistência das emissões e efeito de variáveis macro: uma especificação em diferenças	64
A.2	Identificando o efeito informacional e o problema de variáveis não observáveis	66
A.3	Incerteza sobre o momento de revelação da informação	69
A.4	A hipótese de ausência de choques idiossincráticos e outras alterações na especificação do modelo básico	70
A.5	Interpretação dos coeficientes estimados: Simulações	74
B	Construindo a Estrutura a Termo do Spread	76
B.1	A curva Zero Cupom Bloomberg (<i>ZCB</i>)	76
B.2	A <i>ETS</i> diretamente das cotações de mercado	76
C	Outras Tabelas	81

Lista de figuras

1.1	Risco-Brasil e uma emissão de longo prazo	12
1.2	Risco-Brasil e uma emissão de curto prazo	12
2.1	Estrutura do Modelo	18
2.2	Decisão de Maturidade, Taxas de equilíbrio e variação no custo político de reestruturação	27
2.3	Decisão de Maturidade, Taxas de Equilíbrio e Variação no Grau de Assimetria Informacional	28
3.1	Emissões Externas e o Risco-Brasil	38
3.2	Algumas medidas de Risco global e o EMBI BR	40
B.1	Spreads calculados a partir da curva ZC Bloomberg (ZCB) e o EMBI BR	77
B.2	Spread dos Títulos (agrupados por duração) e o EMBI BR	78
B.3	Spread dos títulos (agrupados por maturidade) e o EMBI BR	80

Lista de tabelas

2.1	Resumo da notação	19
3.1	Prazo, moeda e volume das Emissões brasileiras	32
3.2	Número de bancos líderes e as emissões	33
3.3	Emissões por diretor e mercado	34
3.4	Emissões por prazo	35
3.5	Emissões e o ciclo político	35
3.6	Resultados modelo básico	46
3.7	Resultados para o EMBI BR	48
3.8	Resultados EMBI BR para diferentes janelas	51
3.9	Resultados Estrutura a Termo do Spread-Curva Bloomberg	52
3.10	Resultados Estrutura a Termo do Spread-Cotação de mercado	53
3.11	Prazo das emissões por país	55
3.12	Distribuição das emissões por país	56
3.13	Resultados Painel-Efeito Fixo	58
A.1	Incluindo câmbio como controle-Resultados	72
A.2	Incluindo Câmbio-diferentes janelas	73
C.1	Bancos Líderes das Emissões	81
C.2	Resultados Painel-Efeito Aleatório	82

1

Introdução

Uma discussão relevante de política econômica no Brasil é a questão do alongamento da dívida pública, sua importância para a diminuição da vulnerabilidade externa do Brasil e seu papel na trajetória para a obtenção de grau de investimento pelo estado brasileiro. Neste contexto, estudamos se a existência de um *trade off* informacional é relevante para o mercado de dívida externa soberana.

A questão do alongamento da dívida pública é recorrente na cena de política econômica brasileira. As vulnerabilidades atreladas a uma estrutura de dívida de curto prazo são bem conhecidas e é consenso entre gestores de política econômica e participantes do mercado financeiro que o alongamento da dívida pública deve ser um dos principais objetivos da estratégia de gestão da dívida. Menos enfoque é dado aos custos atrelados a essa política. Neste artigo investigamos um possível *trade off* na decisão de emissão de dívida.

O Risco-Brasil reage de forma sistemática a determinadas emissões de dívida soberana. Durante o primeiro ano de mandato presidencial, o Risco-Brasil recua em média 17 pontos-base na proximidade de emissões de títulos de curto prazo e aumenta em 29 pontos-base em dias próximos às emissões de longo prazo. Em contraste, o movimento do Risco-Brasil é desprezível na proximidade de emissões realizadas durante os demais anos de governo. Nas figuras (1.1) e (1.2), vemos esse fenômeno para duas emissões realizadas durante o primeiro ano de mandato.

Qual é a justificativa para estes movimentos no Risco-Brasil em momentos de emissão? A teoria padrão de Finanças não oferece uma resposta direta para esta questão. Ao estudarmos este fenômeno, a primeira pergunta que se faz é: em que difere o período de início de governo do resto da amostra? Uma conjectura possível é que a principal diferença é o grau de assimetria informacional entre governo e público. Em particular, no caso do risco soberano, a assimetria relevante é entre autoridades econômicas e investidores.

A intuição é simples: no início do mandato os investidores terão observado poucas ações do governo, o que faz com que suas expectativas sobre as preferências do governo tenham baixo conteúdo informacional. À medida que

decisões são tomadas, porém, as expectativas são atualizadas, o mercado conhece progressivamente mais sobre as preferências do governo e torna mais precisas suas expectativas sobre a política econômica futura.

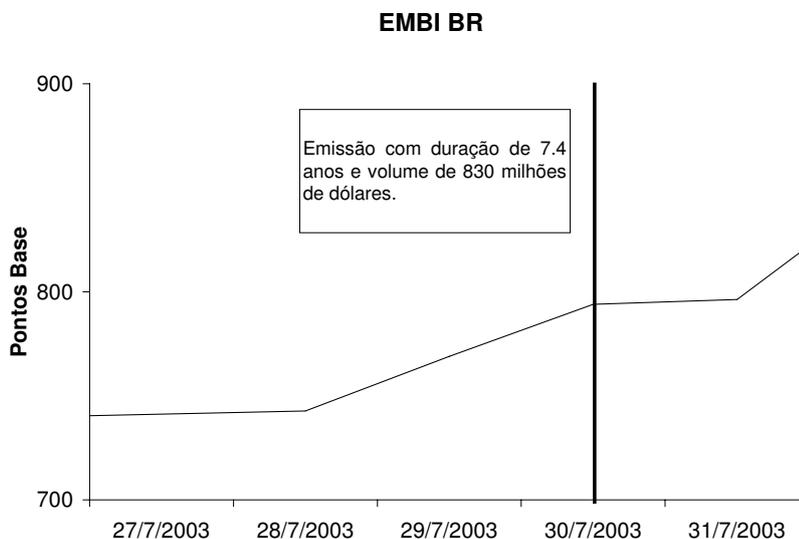


Figura 1.1: Risco-Brasil e uma emissão de longo prazo- Comportamento do índice EMBI BR nas proximidades de uma emissão de longo prazo, com duração (Macaulay duration) de 7,4 anos e volume de 830 milhões de dólares

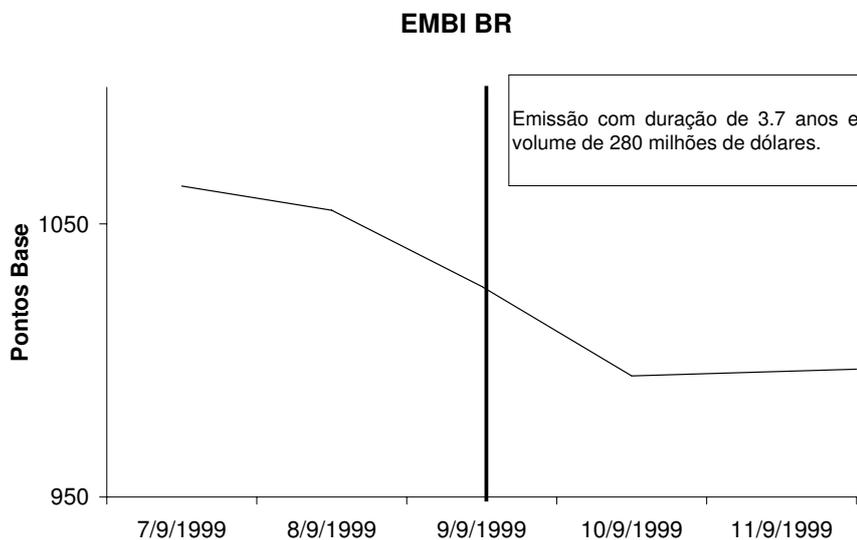


Figura 1.2: Risco-Brasil e uma emissão de curto prazo- Comportamento do índice EMBI BR nas proximidades de uma emissão de curto prazo, com duração (Macaulay duration) de 3,7 anos e volume de 280 milhões de dólares

Missale, Giavazzi e Benigno(MGB,2000) utilizam o período anterior a uma estabilização fiscal como *proxy* para um maior grau de assimetria informacional entre governo e investidores , e encontram que antes de promover uma estabilização fiscal, países diminuem a maturidade média da dívida e essa diminuição é mais acentuada quanto maior for a redução das taxas de longo prazo após a estabilização. MGB Interpretam essa redução como um medida de credibilidade do governo. Desta forma, quanto maior for a redução (menor a credibilidade *ex-ante* do programa de estabilização), mais o governo aumenta a parcela de títulos de curto prazo para se aproveitar da redução futura na taxa de financiamento. Os governos parecem levar em conta sua determinação em realizar uma estabilização fiscal quando decidem a maturidade da dívida. Será que o mercado pode inferir da decisão de dívida a determinação do governo em conduzir uma estabilização fiscal? Ou simplesmente inferir a determinação do governo em conduzir uma política consistente com as restrições econômicas relevantes para o país?

A literatura de finanças corporativas já explorou a possibilidade de que, sob assimetria informacional, decisões de emissão revelem informação privada do emissor ao mercado financeiro. A literatura de emissão primária de ações (*IPO*)-por ex., Allen e Faulhaber(1989)-interpreta a alta valorização das ações logo após a emissão como um custo que empresas boas incorrem para sinalizar aos investidores sua qualidade. Em Myers e Majluf (1984), discute-se que o mercado pode inferir informação negativa sobre a avaliação da gerência em relação ao valor da empresa de emissões secundárias de ações.

A evidência empírica para a possibilidade de revelação informacional através da emissão de dívida foi pouco explorada na literatura de finanças internacionais ou de finanças corporativas¹, mas alguns modelos teóricos abrem espaço para esta possibilidade. Flannery (1985) encontra que emissões de curto prazo funcionam como uma sinalização positiva a respeito da probabilidade de solvência do emissor; Diamond(1991) encontra um equilíbrio *pooling*, onde tanto emissores bons como ruins emitem curto prazo; MGB(2000) apresentam um modelo em que governos mais austeros optam por emissões de prazo mais curto como forma de sinalizar determinação.

Neste trabalho, investigamos empiricamente se, em momentos de severa assimetria informacional, a maturidade de uma nova emissão de dívida

¹Na área de finanças corporativas, já se discutiu principalmente a interação entre risco de crédito, maturidade da emissão e assimetria informacional. Esta literatura busca responder se a maturidade da emissão aumenta com o risco da empresa, consistente com Flannery(1985), ou se esta relação é não linear, com empresas muito boas e ruins emitindo curto prazo e as de risco médio emitindo para prazos mais longos, consistente com Diamond(1991). Destacam-se Barclay e Smith(1995), que conclui a favor de Diamond, e Berger, Espinosa-Vega, Frame e Miller(2005) que encontra evidência a favor de Flannery.

pode revelar informação privada do governo, e apresentamos um modelo que racionaliza este fenômeno, considerando o *trade off* entre custo de financiamento e risco de refinanciamento vivenciado pelo governo emissor.

Escolhemos focar no *trade off* risco-custo, mas devemos ler este trabalho tendo em perspectiva que o gestor da dívida toma decisões mirando em um conjunto muito maior de objetivos, como por exemplo para o Brasil da década de 90: construção de curva *benchmark* para o setor privado; diversificação de indexadores; expansão dos mercados de colocação; diversificação do tipos de investidores; e substituição de títulos oriundos do plano Brady por títulos novos.

Concluimos que emissões de curto prazo em períodos de alta assimetria informacional revelam informação positiva ao mercado sobre a solvência futura do país e, em contraste, emissões de longo prazo nestes momentos revelam informação negativa. Essa é a nossa interpretação para os seguintes resultados empíricos encontrados: (i) emissões brasileiras de curto prazo durante o primeiro ano de mandato reduzem o índice EMBI Brasil em pelo menos 12 pontos-base, efeito que, após desagruparmos o índice por maturidade, continua presente apenas nos títulos de maturidades mais longas; (ii) em um painel com dez economias emergentes, emissões de curto prazo durante o primeiro ano de mandato reduzem em média o risco país em 18 pontos-base; (iii) emissões brasileiras de longo prazo durante o primeiro ano de mandato aumentam o Risco-Brasil em pelo menos 90 pontos-base, efeito que, como no caso das emissões de curto prazo, é presente apenas nas taxas dos títulos de maturidades mais longas.

Este trabalho está organizado em 4 capítulos. No capítulo 2, modelamos a decisão de maturidade. No capítulo 3, apresentamos a metodologia empírica e os principais resultados. Concluimos no capítulo 4.

2 Modelo

Como descrito na introdução, existem modelos na literatura que representam a decisão de maturidade de dívida como um *trade off* entre risco de rolagem e custo de financiamento. Em Diamond (1991), este risco de rolagem é representado pela liquidação da empresa e perda por parte do controlador do valor de controle¹ da empresa. Em Flannery (1986) e MGB (2000), tal risco aparece via um maior custo de financiamento no período seguinte. A estrutura básica destes modelos é a mesma: existem dois tipos de agentes na economia que precisam de financiamento de longo prazo; os investidores não observam diretamente o tipo destes agentes; um dos tipos tem maior probabilidade de pagar o empréstimo de forma integral; existe uma revelação de informação no período intermediário; alguns agentes têm sua taxa de financiamento diminuída e outros aumentada (ou mesmo não há refinanciamento); apesar de a necessidade de financiamento dos agentes ser de longo prazo, estes podem escolher uma estratégia de curto prazo como forma ou de sinalizar ao mercado seu tipo, ou de aproveitar-se da redução futura do seu custo de financiamento. Em Flannery(1986), tipos bons escolhem emitir curto prazo como forma de utilizar o maior custo de transação para sinalizar ao mercado seu menor risco de crédito, em MGB(2000) tipos bons emitem curto prazo para sinalizar austeridade fiscal futura ou para aproveitarem taxas de rolagem menores no futuro, em Diamond não há espaço para revelação de informação uma vez que se os tipos ruins se revelassem verdadeiramente, o mercado escolheria não os financiar a taxa alguma. Diamond e Flannery tratam diretamente da escolha de maturidade de um certo título, enquanto MGB(2000) tratam da escolha de composição da dívida como um todo, chamando de maturidade o percentual da dívida com prazo longo.

Apresentaremos nesta seção um modelo estilizado que possui elementos destes três modelos. A intenção é ilustrar e motivar teoricamente o exercício empírico conduzido neste trabalho. Particularmente, queremos ressaltar a possibilidade de diminuição da assimetria informacional entre prestador

¹Um valor não monetário, que não permite barganha. É interpretado como benefícios, *status*, poder e outras características intrínsecas ao cargo de presidente de uma empresa

e tomador através da escolha de maturidade da dívida e também a reação diferenciada do valor dos títulos no mercado secundário às emissões sob baixa e sob alta assimetria informacional. Nosso foco será a escolha de maturidade de apenas um título (como Flannery e Diamond); o custo político de reestruturação da dívida (como Diamond) e o equilíbrio separador, em que ocorre revelação informacional (como Flannery e MGB).

Interpretamos o custo político de reestruturação da dívida como um custo não monetário, incorrido pela força política no poder e pelas autoridades econômicas. Possíveis exemplos destes custos seriam: a diminuição do nível de emprego decorrente da necessidade de interromper projetos devido à falta de financiamento; forte movimentação no câmbio que gera rápida transferência de riqueza entre os setores econômicos do país; perdas de mercado externo decorrentes de sanções comerciais; confisco de bens do estado ou empresas nacionais no exterior. A maioria destes custos pode ser transformada em custos monetários, mas não são incorridos diretamente pelo governo ou governante. A idéia é simples: ou *ex-ante* o governo toma decisões de orçamento consistentes com as restrições econômicas, seja gastando menos, seja sobre-taxando os setores que teriam essas perdas em um evento de moratória, ou no evento de moratória não há tempo, nem a coordenação, nem a força política para exigir que estes setores transfiram para o governo o valor das perdas esperadas em um evento de moratória, tornando assim a moratória inevitável apesar de a economia como um todo poder honrar a dívida e estar melhor honrando-a. A moratória apesar de ineficiente, sendo *ex-post* inevitável, leva o governo a sofrer desgaste político com os setores econômicos atingidos, implicando assim em uma menor probabilidade de reeleição do governo atual ou de perpetuação da mesma corrente política no poder.

Logicamente a estrutura de três períodos e a hipótese de que a emissão evita que em qualquer estado natureza o governo incorra em um custo político da moratória são extremamente estilizadas, mas são interessantes por deixarem o problema simples e tratável ao mesmo tempo que representa bem o fato de países com dívida de curto prazo estarem mais expostos a crises de liquidez. Sabemos que a emissão de títulos longos não evita a moratória, e que mesmo estes títulos possuem cupons que devem ser honrados no curto prazo, mas o peso nas finanças do governo é muito menor, sendo muito menos provável que se deixe de pagar um cupom do que uma amortização.

2.1 Arcabouço

Considere um país governado por um chefe de governo simultaneamente interessado em seu futuro eleitoral e no bem-estar geral da população. Esse chefe de governo tem preferência sobre um *mix* de políticas econômicas. Preferências que implicam em probabilidades diferentes de realização de um fluxo de caixa alto no futuro ($t = 2$). O governo gastador adota políticas que implicam em uma probabilidade p_G de uma realização alta da receita (x_H), enquanto o governo austero possui políticas que geram mais provavelmente ($p_A > p_G$) um fluxo de caixa alto no futuro. Ambos governos obtêm uma receita baixa x_L com probabilidade $1 - p_i$, onde $i \in \{A, G\}$, e necessitam em $t=0$ de financiamento (F) de longo prazo ($t = 2$) de uma unidade de capital ($F=1$) para continuarem os projetos que renderão receita x_j em $t = 2$. O chefe de governo i pode adotar duas estratégias (θ_i) de financiamento: emitir longo prazo ($\theta_i = 2$), e garantir sem problemas a conclusão de todos os projetos, ou emitir curto prazo ($\theta_i = 1$), e ficar exposto a um risco de refinanciamento no período intermediário ($t = 1$), uma vez que a incerteza do fluxo de caixa se resolve em $t = 1$, obrigando o chefe de governo a utilizar seu capital político-eleitoral (C) para realizar um calote parcial e a reestruturar a dívida. A utilidade esperada do chefe de governo é representada por:

$$U(\theta_i|i) = - [(1 - p_i)I_{\{\theta_i=1\}}C + K(\theta_i, \theta_{-i}, i)], \quad \begin{matrix} i = \{A, G\} \\ \theta_i = \{1, 2\} \end{matrix} \quad (2-1)$$

Onde C denota o custo político de ter que reestruturar a dívida; K , o custo esperado efetivo do financiamento; θ_i , o prazo da emissão realizada pelo governo i ; θ_{-i} , a emissão realizada pelo outro governo; e $I_{\{\theta_i=1\}}$, função indicadora se a emissão foi de curto prazo. Caso a emissão seja de longo prazo, a probabilidade de reestruturação será zero, pois os investidores de longo prazo não têm meios de forçar uma reestruturação antes da maturação da dívida, mesmo que o calote parcial seja um evento certo. Se a emissão for de curto prazo, então a probabilidade de reestruturação será exatamente igual a probabilidade do estado ruim da natureza ocorrer, pois, neste estado, o governo não consegue captar no período 1 o montante necessário para pagar o empréstimo do período 0, assim, sob emissão de curto prazo.

O mercado de empréstimos é competitivo com investidores neutros ao risco, comprando um título sempre que seu retorno bruto esperado for de pelo menos R_f por período.

O custo esperado $K(\cdot)$ será dado por:

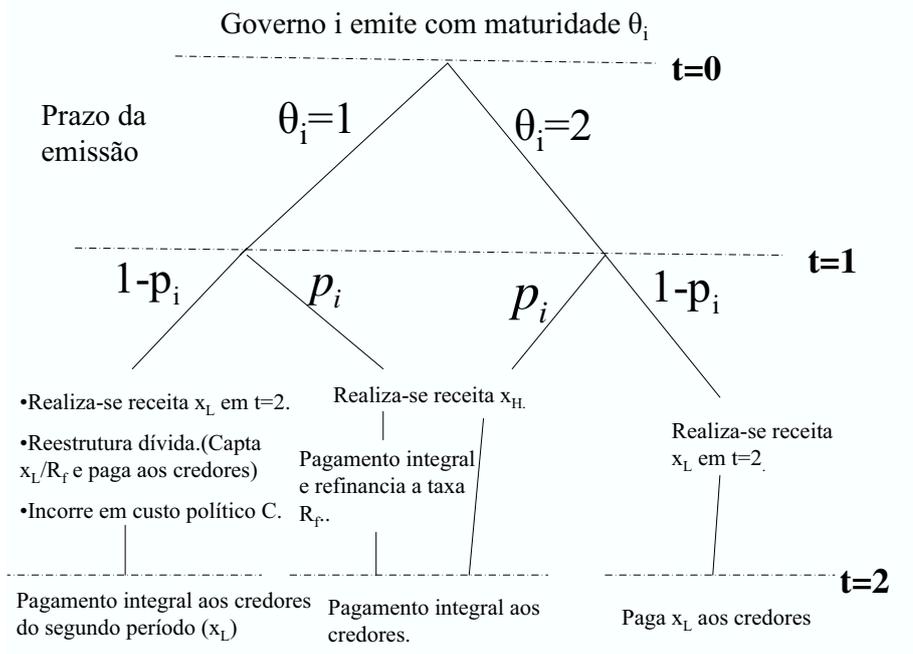


Figura 2.1: Estrutura do Modelo

$$K(\theta_i, \theta_{-i}, i) = p_i R^{\theta_i}(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}) R_f^{2-\theta_i} + (1 - p_i) x_L \quad (2-2)$$

Onde θ_i é o prazo da emissão e i é o tipo do governo. A intuição é simples: com probabilidade p_i realiza-se uma receita alta e o governo para integralmente seus empréstimos-em particular o novo empréstimo. Se emitir longo prazo este custo será $R^2(2, 2, \theta_{-i})$, e se emitir curto prazo será $R(1, 1, \theta_{-i})R_f$, uma vez que se refinanciará a taxa livre de risco do período 1 para o 2. Com probabilidade $1 - p_i$ realiza-se uma receita baixa e o governo é obrigado a reestruturar a dívida, transferindo todos os recursos para os credores.

Como ilustração considere o caso em que o governo escolhe emitir curto prazo:

$$K(1, \theta_{-i}, i) = p_i R^1(1, 1, \theta_{-i}) R_f^{2-1} + (1 - p_i) x_L$$

$$K(1, \theta_{-i}, i) = p_i R(1, 1, \theta_{-i}) R_f + (1 - p_i) x_L$$

Hipótese $p_i x_H + (1 - p_i) x_L \geq R_f^2$, onde $i = \{A, G\}$

Segue da hipótese acima que os investidores aceitarão emprestar, a uma determinada taxa de juros, para ambos governo e ambas maturidades.

Hipótese $x_L < R_f^2 < x_H$

Tabela 2.1: Resumo da notação

	Descrição
α	Probabilidade do governo ser austero antes da emissão ser observada.
p_A	Probabilidade de um governo austero ter uma receita alta x_L .
p_G	Probabilidade de um governo gastador ter uma receita alta x_L .
x_H	Realização alta da receita do governo em $t = 2$.
x_L	Realização baixa da receita do governo em $t = 2$.
R_f	Taxa livre de risco bruta, i.e., $(1 + r_f)$.
C	Custo político de uma reestruturação da dívida em $t = 1$.
$K(\theta_i, \theta_{-i}, i)$	Custo esperado do financiamento do governo i quando emite com prazo θ_i e o governo de outro tipo emite θ_{-i} .
$S(\tau, \theta_i, \theta_{-i})$	Spread de risco de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i e quando o governo de outro tipo emite θ_{-i} .
$S(\tau, \theta_i, \theta_{-i})$	Spread de risco de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i quando não há assimetria informacional.
$R(\tau, \theta_i, \theta_{-i})$	Taxa de risco de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i e quando o governo de outro tipo emite θ_{-i} .
$R(\tau, \theta_i)$	Taxa de risco de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i quando não há assimetria informacional.
$\mathfrak{R}(\tau, \theta_i, \theta_{-i})$	Taxa efetiva ex-post de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i e quando o governo de outro tipo emite θ_{-i} .
$\mathfrak{R}(\tau, \theta_i)$	Taxa efetiva ex-post de $t = 0$ para $t = \tau$ do governo emissor de dívida com prazo θ_i quando não há assimetria informacional.
D	Valor de face da Dívida pré-existente (antes de $t = 0$) com maturidade em $t = 2$
$V(\theta_i, \theta_{-i})$	Valor de mercado em $t = 0$ da dívida pré-existente quando o governo devedor emite nova dívida com prazo θ_i e o governo de outro tipo θ_{-i} .

Segue da hipótese acima que o empréstimo possui algum risco de crédito para qualquer governo emissor, e para qualquer maturidade.

Sabemos que os investidores exigem uma taxa de retorno esperada igual a R_f . Desta forma o retorno efetivo ex-post deve obedecer a expressão (2-3) para que os investidores aceitem emprestar.

$$E[\mathfrak{R}(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i})] = R_f \tag{2-3}$$

2.2

O Benchmark com Informação Completa

Na ausência de assimetria informacional o mercado conhece o tipo i de governo que realiza a emissão, e desta forma $p_i = E[p_i]$. O problema do governo será $\min_{\theta_i \in \{1,2\}} (1 - p_i) I_{\{\theta_i=2\}} C + K(\theta_i, \theta_{-i}, i)$. Como as preferências do governo são observadas, as ações dos demais governos são irrelevantes para

o problema de cada governo em particular. Desta forma pode-se omitir sem perda o subscrito i e $K(\theta_i, \theta_{-i}, i)$ degenera para $K(\theta)$. Sob informação completa o problema do governo é portanto:

$$\min_{\theta \in \{1,2\}} (1-p)I_{\{\theta=2\}}C + K(\theta)$$

Manipulando a expressão (2-3) podemos calcular qual a taxa nominal na nova emissão.

$$\begin{aligned} E[\mathfrak{R}(\theta, \theta)] &= R_f \\ pR^\theta(\theta, \theta)R_f^{(2-\theta)} + (1-p)x_L &= R_f \end{aligned}$$

Para uma emissão de longo prazo teremos:

$$\begin{aligned} pR^2(2, 2) + (1-p)x_L &= R_f \\ pR^2(2, 2) &= R_f - (1-p)x_L \\ R^2(2, 2) &= \frac{R_f - (1-p)x_L}{p} \\ R(2, 2) &= \sqrt{\frac{R_f - (1-p)x_L}{p}} \\ S(2, 2) &= \sqrt{\frac{R_f - (1-p)x_L}{p}} - R_f \end{aligned}$$

Analogamente para uma emissão de curto prazo:

$$S(1, 1) = \frac{R_f - (1-p)x_L}{R_f p} - R_f$$

2.3

Equilíbrio com Informação Incompleta

Assumamos que o mercado não observa as preferências do chefe de governo (p_i). Os investidores sabem que com uma probabilidade α , um chefe de governo austero vai assumir o poder em $t = 0$, e com probabilidade $1 - \alpha$ o chefe de governo será gastador e fará um calote parcial com probabilidade $(1 - p_G)$. Neste contexto os investidores só serão capazes de distinguir entre os

dois governos, e assim ofertarem taxas de juros diferenciadas, se em equilíbrio estes governos tiverem estratégias de emissão diferentes. Existem, portanto, duas possibilidades: o governo austero emitir longo prazo e o gastador curto prazo $(\theta_A, \theta_G) = (2, 1)$, e o gastador emitir longo prazo e o austero curto prazo $(\theta_A, \theta_G) = (1, 2)$. O primeiro não é equilíbrio para quaisquer conjunto de parâmetros, uma vez que o gastador estará sempre melhor alongando a maturidade: diminui os juros-mercado deixa de identificar tipos- e o risco político diminui- com emissão de longo prazo acaba risco de reestruturação. Focaremos no segundo, $(\theta_A, \theta_G) = (1, 2)$, que é equilíbrio sob certas condições.

Para que $(\theta_A, \theta_G) = (1, 2)$ seja equilíbrio são necessárias que as restrições de compatibilidade de incentivo de cada governo, assim como as restrições de racionalidade individual dos investidores e dos governos sejam respeitadas.

Racionalidade Individual

$$p_i R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}, i) + (1 - p_i)x_L \geq R_f$$

A racionalidade individual dos governo é sempre satisfeita por construção, uma vez que a opção de não emitir retorna um resultado negativo, enquanto emitir sempre retorna um positivo.

Compatibilidade de Incentivo

$$U(2|A) < U(1|A) \tag{2-4}$$

$$U(2|G) > U(1|G) \tag{2-5}$$

O que é equivalente a:

$$p_A R_f R(1, 1, 2) + (1 - p_A)(C + x_L) < p_A R(2, 2, 2) + (1 - p_A)x_L \tag{2-6}$$

$$p_G R_f R(1, 1, 1) + (1 - p_G)(C + x_L) > p_G R(2, 2, 1) + (1 - p_G)x_L \tag{2-7}$$

Manipulando a restrição de incentivo do governo austero, chegamos a $(1 - p_A)C < (R_f^2 - x_L)SI$, onde SI é o que denominaremos de Spread Informacional, i.e., $SI = \frac{p_A}{E[p_i]} - 1$. No caso em que não existe informação assimétrica ($p_A = p_G = E[p_i]$), SI é zero. O resultado é intuitivo: o governo austero só vai escolher sinalizar quando a assimetria informacional (SI) for

suficiente para compensar o custo esperado de uma crise gerado por uma dívida de maturidade curta. Manipulando a restrição de incentivo do governo gastador, chega-se que $(1 - p_G)C > (R_f^2 - x_L)(1 - \frac{p_G}{E[p_i]})$. A intuição é simétrica: o custo esperado da crise deve ser alto o suficiente para impedir que o governo gastador siga o comportamento do governo austero. Com isso, para existir um equilíbrio separador é necessário que $C \in [\frac{R_f^2 - x_L}{1 - p_G}(1 - \frac{p_G}{E[p_i]}), \frac{R_f^2 - x_L}{1 - p_A}(1 - \frac{p_A}{E[p_i]})]$, sendo assim necessário que este intervalo seja não vazio. Desta forma, as condições necessárias e suficientes para a existência de um equilíbrio separador com ocorrência de emissão com maturidades diferentes em equilíbrio são:

$$C \in [\frac{R_f^2 - X_L}{1 - p_G}(1 - \frac{p_G}{E[p_i]}), \frac{R_f^2 - x_L}{1 - p_A}(1 - \frac{p_A}{E[p_i]})] \quad (2-8)$$

$$\frac{R_f^2 - x_L}{1 - p_G}(1 - \frac{p_G}{E[p_i]}) < \frac{R_f^2 - x_L}{1 - p_A}(1 - \frac{p_A}{E[p_i]}) \quad (2-9)$$

$$0 < p_G < p_A < 1 \quad (2-10)$$

$$x_L < R_f^2 < x_H \quad (2-11)$$

$$x_H p_G + x_L(1 - p_G) \geq R_f^2 \quad (2-12)$$

Onde temos que a expectativa da probabilidade de pagamento integral é formada utilizando-se a distribuição de tipos de governo na economia. i.e. $E[p_i] = \alpha p_A + (1 - \alpha)p_G$. Como $E[p_i] = f(\alpha, p_A, p_G)$ e $SI = g(p_A, E[p_i])$, podemos sem perda inverter as equações e encontrar as condições de equilíbrio para SI , $E[p_i]$ e α . Esta é uma simples questão de escolha de que parâmetro analisar, estamos trocando três parâmetros (α, p_A, p_G) por outros três $(SI, E[p_i], \alpha)$, com mais intuição econômica. Usamos assim que $p_G = \frac{E[p_i] - \alpha p_A}{1 - \alpha}$ e que $p_A = E[p_i](SI + 1)$ em (2-9) teremos,

$$SI > \frac{\frac{1}{2} - \frac{\frac{1}{2} - \alpha}{E[p_i]}}{\alpha} - 1 \quad (2-13)$$

Vemos, pois, que em economias com maior probabilidade do governo ser austero ($\alpha > 0.5$) o spread informacional que possibilita um equilíbrio separador aumenta com a diminuição da probabilidade esperada ($E[p_i]$) de uma receita alta. A intuição é que para um α alto e um $E[p_i]$ baixo, o risco político para o governo austero é muito alto, necessitando que a assimetria informacional seja muito alta para justificar a sinalização através da maturidade. Para o caso em que os governos são mais provavelmente gastadores ($\alpha < 0.5$), o spread informacional vai aumentar com $E[p_i]$. A intuição é que com uma probabilidade esperada alta é pouco custoso para os governos gastadores simularem o comportamento dos austeros, desta forma apenas se a diferença entre

probabilidades for muito alta ($p_A \gg p_G$) os governos gastadores não seguirão o comportamento dos austeros.

Para que o equilíbrio separador exista, é necessário que o Spread Informativo mínimo seja consistente com probabilidades entre zero e um, e ainda que $p_A > p_G$. Construindo uma grade numérica para a expressão, verifica-se que não existem equilíbrios em que $E[p_i] > 0.5$ ou $\alpha > 0.5$. Para uma probabilidade esperada alta, o problema é que o Spread Informativo necessário para gerar separação implica em uma probabilidade do tipo austero maior do que um, ou seja, se a qualidade da população é boa, é muito custoso se diferenciar. Quando o α é alto, os governos gastadores só deixam de seguir o comportamento dos austeros para probabilidades muito baixas, menores que zero. A idéia é que com um *pool* de qualidade alta os ganhos de seguir o comportamento dos governos austeros é tão alto que fica impossível para eles se diferenciarem.

Desta maneira o equilíbrio com separação de governos ocorrerá quando a probabilidade de sucesso da população de países como um todo for baixa- Países com histórico de moratória- e quando a proporção de governos austeros for baixa- baixa credibilidade do novo governo. Este resultado sugere que um bom lugar para testar as previsões deste modelo é no contexto de economias emergentes com histórico de moratória e em momentos de crise de confiança a respeito das preferências do governo.

2.4

Mercado Secundário

Introduzimos agora um título de longo prazo negociado no mercado secundário. Esta dívida foi herdada de um governo passado, e o novo governo não é capaz de dar preferência a pagamentos de títulos emitidos em seu mandato. O objetivo de introduzir uma dívida pré-existente é analisar como os spreads do mercado secundário são afetados pela maturidade da emissão, e então identificar o efeito informativo comparando o movimento nos spreads em um equilíbrio separador com o movimento em um equilíbrio com informação completa ou em um equilíbrio *pooling*, onde o mercado não é capaz de inferir o tipo do governo da decisão de emissão. A intenção é decompor o movimento nos spreads em dois efeitos: o efeito informativo e o efeito diluição.

Este Efeito Diluição resulta de hipóteses sobre a barganha entre credores de títulos de diferentes maturidades em uma eventual reestruturação da dívida. É senso comum que títulos de curto prazo possuem prioridade sobre os de longo prazo. Representaremos esta prioridade assumindo que o valor residual

da dívida pré-existente é menor quando o novo título é de curto prazo do que quando é de longo prazo.

Hipótese Seja a função $G(D, \tau, Z, \theta)$, que retorna a proporção do valor residual do fluxo de caixa governo que é destinado ao título de valor de face D e maturidade τ após a barganha com credores da dívida de valor de face Z e maturidade θ em uma reestruturação.

O título pré-existente possui valor de face D , com vencimento em $t = 2$. As hipóteses iniciais sobre a receita do governo precisam ser modificadas para garantirem que os investidores aceitem emprestar e que o empréstimo seja arriscado.

Hipótese $p_i(x_H - D) + (1 - p_i)G(R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i, D, 2)x_L \geq R_f^2$, onde $i = \{A, G\}$

Hipótese $x_L - D < R_f^2 < x_H - D$

Sob estas hipóteses o custo esperado de financiamento para uma emissão de maturidade θ_i será:

$$K(\theta_i, \theta_{-i}, i) = p_i R^{\theta_i}(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}) R_f^{2-\theta_i} + (1 - p_i) G(R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i, D, 2) x_L \quad (2-14)$$

Desta forma as taxas de juros nominais exigidas pelo mercado para uma emissão de longo prazo serão dadas por:

$$p_i R^2(2, 2, \theta_{-i}) + (1 - p_i) G(R(2, 2, \theta_{-i}), 2, D, 2) x_L = R_f^2$$

Da mesma maneira para uma emissão de curto prazo teremos:

$$p_i R(1, 1, \theta_{-i}) R_f + (1 - p_i) G(R(1, 1, \theta_{-i}), 1, D, 2) x_L = R_f^2$$

A resolução analítica das expressões acima embora factível-recai em uma equação de quarto grau- não agrega intuição econômica. Desta forma escolhemos por simular os efeitos para um conjunto de parâmetros e comparar o efeito da emissão num equilíbrio com informação completa com o efeito em um equilíbrio com revelação informacional.

O valor do título no mercado secundário antes da nova emissão é dado por:

$$V = E[V(\theta_i, \theta_{-i})] = E[p_i] \frac{D}{R_f^2} + (1 - E[p_i]) \left\{ (1 - \alpha) \underbrace{\left[G(D, 2, R(\theta_G, \theta_G, \theta_A), \theta_G) \frac{x_L}{R_f^2} \right]}_{(*)} + \alpha \underbrace{\left[G(D, 2, R(\theta_A, \theta_A, \theta_G), \theta_A) \frac{x_L}{R_f^2} \right]}_{(**)} \right\}$$

Onde (*) denota o valor de recuperação da dívida caso o governo seja gastador e (**) denota o valor de recuperação caso seja do tipo austero. Após a emissão o preço do título dependerá da maturidade da emissão escolhida pelo governo e da maturidade que seria escolhida por um governo de preferências distintas. Caso o equilíbrio separador seja o relevante e o governo emissor seja austero teremos:

$$V(\theta_i = 1, \theta_{-i} = 2) = p_A \frac{D}{R_f^2} + (1 - p_A) \left[G(D, 2, R(1, 1, 2), 1) \frac{x_L}{R_f^2} \right]$$

Caso o governo emissor seja gastador observaremos uma emissão de longo prazo, logo o valor será:

$$V(\theta_i = 2, \theta_{-i} = 1) = p_G \frac{D}{R_f^2} + (1 - p_G) \left[G(D, 2, R(2, 2, 1), 2) \frac{x_L}{R_f^2} \right]$$

2.5

O Efeito da Emissão

Analisemos agora como o valor de mercado do título e o spread de risco implícito reagem a decisão de maturidade feita em equilíbrio pelos dois tipos de governos emissores:

$$\begin{aligned}
 V(\theta_i, \theta_{-i}) - E[V(\theta_i, \theta_{-i})] &= \left[E[p_i|\theta_i, \theta_{-i}] \frac{D}{R_f^2} + (1 - E[p_i|\theta_i, \theta_{-i}]) G(D, 2, R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i) \frac{x_L}{R_f^2} \right] - \\
 &\quad - E[p_i] \frac{D}{R_f^2} - (1 - E[p_i]) E[G(D, 2, R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i)] \frac{x_L}{R_f^2} \\
 V(\theta_i, \theta_{-i}) - E[V(\theta_i, \theta_{-i})] &= \underbrace{(E[p_i|\theta_i, \theta_{-i}] - E[p_i]) \left[\frac{D}{R_f^2} + E[G(D, 2, R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i)] \frac{x_L}{R_f^2} \right]}_{\text{Efeito Informacional}} + \\
 &\quad + \underbrace{(1 - E[p_i|\theta_i, \theta_{-i}]) (1 - \alpha) [G(D, 2, R(\theta_i, \theta_i, \theta_{-i}), \theta_i) - G(D, 2, R(\theta_{-i}, \theta_{-i}, \theta_i), \theta_{-i})]}_{\text{Efeito Diluição}} \frac{x_L}{R_f^2}
 \end{aligned}$$

Veja que se $\theta_i = \theta_{-i}$, então $E[p_i|\theta_i, \theta_{-i}] = E[p_i]$, e o Efeito Informacional é nulo, mas mesmo que $\theta_i \neq \theta_{-i}$ o Efeito Diluição é diferente de zero, i.e. a maturidade da emissão afeta o spread no mercado secundário apesar dos investidores não inferirem nada sobre a probabilidade de *default* do país. A direção e magnitude do Efeito Diluição depende de hipóteses sobre a barganha entre os credores, mas são irrelevantes para nossa análise. O importante é o fato do efeito estar presente sob assimetria informacional e sob informação completa. Por exemplo se $\theta_i = 1$ e $\theta_{-i} = 2$, os investidores inferem que $p_i = p_A$ e assim $p_A - E[p_i] > 0$, o efeito informacional será de aumentar o valor de mercado do título e assim reduzindo o spread, pois veja que a taxa livre de risco é constante, continuamos em $t = 0$ e o valor do título aumentou. A única coisa que pode estar variando para gerar esta mudança no valor de mercado do título é o spread.

$$\begin{aligned}
 V &= \frac{D}{(S + R_f)^2} \Rightarrow S = \sqrt{\frac{D}{V}} - R_f \\
 \frac{\partial S}{\partial V} &= -\frac{1}{2} \overbrace{\sqrt{\frac{D}{V^3}}}^{>0} \\
 \frac{\partial S}{\partial V} < 0 &\Rightarrow S(2, \theta_i = 1, \theta_{-i} = 2) < E[S(2, \theta_i, \theta_{-i})]
 \end{aligned}$$

Logo, o modelo prescreve que comparemos emissões em momentos de alta e baixa assimetria informacional como forma de identificarmos o Efeito Informacional em determinado mercado. O modelo indica que devemos subtrair do efeito da emissão em períodos de alta assimetria o efeito da emissão presente em todos os períodos.

$$\text{Efeito Informacional} = \underbrace{(E[S(2, \theta_i, \theta_{-i}) | \theta_i \neq \theta_{-i}] - E[S(2, \theta_i, \theta_{-i})])}_{\kappa} - \underbrace{(E[S(2, \theta_i, \theta_{-i}) | \theta_i, \theta_{-i}, i] - E[S(2, \theta_i, \theta_{-i}) | i])}_{\delta}$$

Nosso experimento empírico consistirá de estimar a diferença $\kappa - \delta$ utilizando uma proxy para variação de assimetria informacional. Em nosso experimento temos que identificar momentos em que o mercado conheça as preferências do governo antes da emissão e momentos em que o governo seja uma incógnita para os investidores.

Simulamos numericamente o resultado do jogo para um conjunto de parâmetros. Nas figuras (2.2) e (2.3) vemos como a decisão de maturidade se altera com a variação do custo político e com o grau de assimetria informacional.

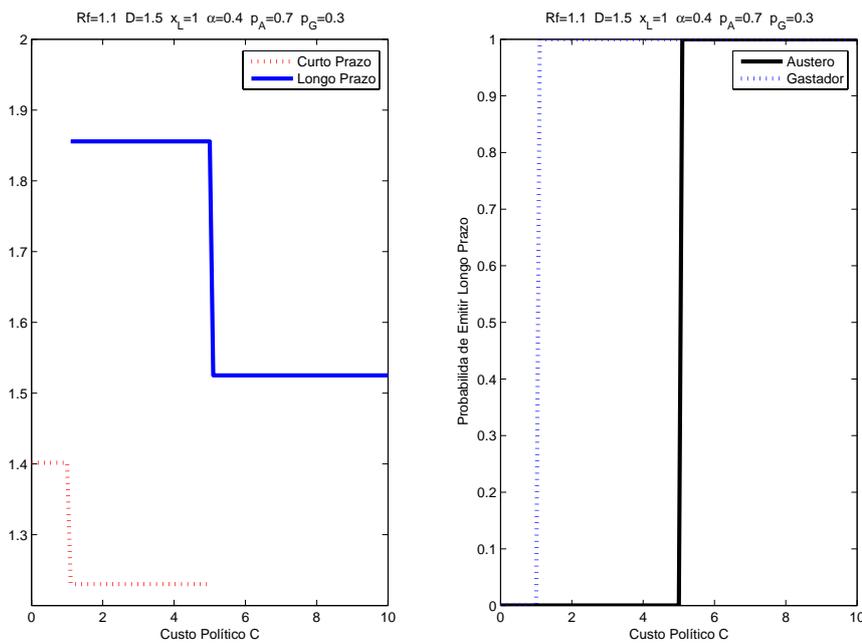


Figura 2.2: Decisão de Maturidade, Taxas de equilíbrio e variação no custo político de reestruturação-Nos gráficos simulamos o resultado do jogo (em termos de decisão dos emissores (Direita) e taxas de emissão por prazo(esquerda)) para diferentes valores para o custo político incorrido numa eventual reestruturação no segundo período.

Para um custo político suficientemente baixo ambos governos emitem curto prazo, não ocorrendo emissão de longo prazo em equilíbrio. O mesmo vale para taxas de curto prazo na região de custo político suficientemente alto. Nesta região ambos governos emitem longo prazo e não observamos

emissões de curto prazo em equilíbrio. Para um custo $C \in [1, 5]$ observa-se um equilíbrio separador em que os investidores são capazes de oferecer taxas de juros compatíveis com o risco de cada país, mesmo que não observe diretamente este risco, mas apenas a decisão de maturidade.

Na figura (2.3) vemos que para um grau de assimetria informacional suficientemente grande o governo austero se expõem ao risco de reestruturação para sinalizar seu tipo ao mercado. Quando isso acontece sua taxa de captação cai muito, enquanto a taxa de longo prazo dispara, uma vez que o *pool* passa a ser formado apenas por governos gastadores.

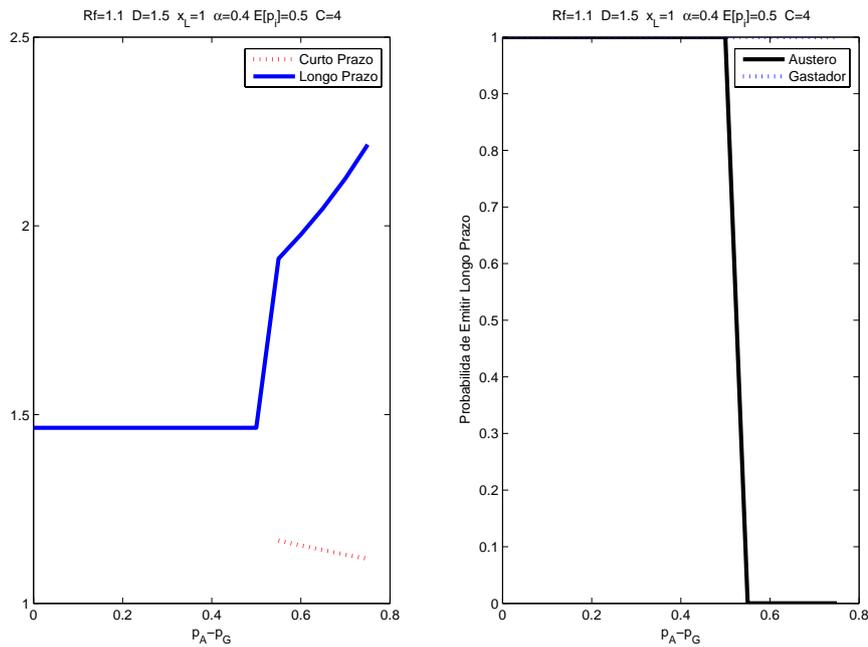


Figura 2.3: Decisão de Maturidade, Taxas de Equilíbrio e Variação no Grau de Assimetria Informacional- Nos gráficos simulamos o resultado do jogo (em termos de decisão dos emissores (Direita) e taxas de emissão por prazo(esquerda)) para diferentes níveis de assimetria informacional, sintetizada pela variação na diferença de probabilidade do estado ruim da natureza para o emissor do tipo austero e do tipo gastador.

3

Análise Empírica

Na seção empírica estimaremos a relevância do prazo das emissões de título como um canal para a redução de assimetria informacional entre governo e investidores. As hipóteses de identificação centrais para a interpretação da relação entre maturidade de emissão e movimentos nos spreads como efeito causal da maturidade da emissão no *mix* de políticas econômicas esperada pelos investidores são: movimentos nos spreads descorrelacionados de movimentos no spread médio de países emergentes representam mudanças nas expectativas dos agentes sobre a probabilidade esperada de *Default*; O primeiro ano de mandato é o período em que o mercado tem mais incerteza sobre as preferências do governo e sua política econômica; no período próximos as emissões elas são o evento mais relevante para os spreads.

Conduzimos 3 exercícios empíricos diferentes em duas amostras diferentes:(i) no primeiro exercício utilizamos o índice EMBI BR como *proxy* para a variação nas crenças dos investidores;(ii) no segundo utilizamos medidas da Estrutura a Termo do Spread brasileira como variável dependente;(iii) no terceiro, um exercício de painel para dez economias diferentes, com o índice EMBI de cada país como *proxy* para a variação nas crenças dos investidores. A vantagem do exercício de painel é que dispomos de um maior número de emissões nos períodos de primeiro ano de governo. Em relação ao exercício para o Brasil aumentamos o número de emissões de curto prazo no primeiro ano de mandato de 10 para 34, e o número de emissões de longo prazo aumenta de 1 para 20. As desvantagens são que não dispomos de dados para a estrutura a termo de cada país e a intensidade da variação no grau de assimetria informacional é muito diferente para cada país. A segunda dificuldade captarmos a revelação de informação negativa pela decisão de emissão de longo prazo, uma vez que países em que a assimetria é menos severa mais provavelmente emitirão títulos de longo prazo, enquanto países em que a assimetria é relevante vão evitar essas emissões, desta forma nossa amostra terá um problema de seleção na dimensão *cross-sectional* difícil de ser controlado. A falta de dados de Estrutura a Termo para o exercício de painel nos impede de medir para que horizonte a revelação informacional é a mais relevante. No terceiro exercício utilizamos a

estrutura a termo do spread brasileiro para argumentar que o movimento nos spreads é mesmo fruto de uma sinalização. A intuição é que o governo só pode sinalizar informações sobre variáveis não observáveis, como o *mix* futuro de política econômica. Desta forma, sob a hipótese do movimento nos spreads ser causado por sinalização, esperamos que o efeito das emissões ser irrelevante nas maturidades mais curtas da estrutura a termo do spread e ser mais relevante para os horizontes mais longos. Os exercícios exclusivos para o Brasil possuem a fraqueza de contarem apenas com uma observação de emissões de longo prazo no período de primeiro ano de governo.

A escolha do primeiro ano de mandato como *proxy* para uma maior assimetria informacional nos parece natural: quando menos ações foram observadas maior a capacidade de novas ações revelarem informação privada do agente. Mas se olharmos os dados, o último ano de mandato parece ser o mais turbulento, pelo menos se olharmos o nível do EMBI para cada país. Uma interpretação para este maior nível do risco país seria que o grau de assimetria é ainda mais grave que no início de mandato, possivelmente pelo caráter privado de acordos e alianças políticos eleitorais que possuem implicações definitivas para a condução da política econômica futura. Optamos pelo primeiro ano de mandato por dois motivos: primeiro acreditamos que este maior nível do risco país é mais devido a uma verdadeira incerteza sobre quem será o ganhador da eleição, do que qualquer informação privada que o incumbente possa ter, em segundo, mas menos importante, o número de emissões no último ano de mandato é excasso, impedindo o exercício.

Outro questão relevante ao nosso experimento é a existência de reeleição. Naturalmente o início do segundo mandato tem um grau de assimetria informacional menos intenso, uma vez que os investidores já observaram muitas decisões do governante. Para o caso brasileiro, em particular o início do segundo mandato do governo Fernando Henrique Cardoso, juntamente com o início de mandato houve uma mudança de regime cambial e uma mudança em diferentes postos importantes para a condução da política econômica. Este choque faz com que mesmo no início do segundo governo FHC houvesse assimetria e desconfiança do mercado a respeito do governo. De forma geral não podemos afirmar que sempre existem choques na transição do primeiro para o segundo mandato, mas acreditamos que ainda assim há assimetria informacional, uma vez que os incentivos são muito diferentes no segundo mandato. Provavelmente o efeito disciplinador dos mercados financeiros é menos efetivo devido a impossibilidade de um novo mandato.

Nossa estratégia para identificar o aprendizado do mercado durante a

emissão consiste em utilizar o primeiro ano de mandato do governo (PRIM¹) como uma medida de maior assimetria informacional entre governo e investidores a respeito da política econômica futura. Ao contrário da medida de MGB(2000), que é uma medida *ex-post* de assimetria informacional, o primeiro ano de mandato é uma medida *ex-ante*. A primeira é ideal para identificar se as decisões de maturidade do governo são consistentes com os modelos discutidos na seção 2, uma vez que nesses momentos a expectativa do governo é diferente da do mercado. Já a segunda é mais indicada se o objetivo é identificar a reação do mercado as decisões do governo, dado que o importante para ocorrer revelação informacional é quanto o mercado acredita em suas expectativas. Dito de outra maneira: em períodos em que os investidores estavam praticamente certos sobre a condução da política econômica futura, mas *ex-post* verificou-se que estavam muito errados (como, por exemplo, o período pré-estabilização de MGB(2000)), não esperamos a presença do efeito informacional. Esperamos sua maior relevância em períodos em que os investidores tenham *ex-ante* expectativas muito voláteis, mesmo que *ex-post* o valor esperado da expectativa venha a se confirmar.

3.1

Descrição dos Dados

Neste trabalho utilizamos o sistema Bloomberg e o Banco Central do Brasil como provedores de dados. Para os dados brasileiros cruzamos as duas bases e eliminamos inconsistências. Para os dados dos demais países emergentes nos baseamos apenas no sistema Bloomberg.

3.1.1

Emissões Brasileiras

Após a moratória da década de 80, o Brasil só voltou a captar recursos no mercado internacional em 1995, após a conclusão da renegociação da dívida externa no contexto do plano Brady. Assim, a nossa amostra se estende potencialmente por dez anos, i.e de janeiro de 1995 a agosto de 2005. Neste período, de acordo com os dados disponibilizados pelo Banco Central do Brasil e pelo sistema Bloomberg, ocorreram 70 emissões de dívida soberana brasileira no mercado internacional, sendo 35 emissões no mercado de Globais denominados em dólares americanos; 18, no mercado de Eurobonds denominados em Euro; 6, no mercado japonês denominados em Yen e 11, em mercados locais de países europeus, como, por exemplo, 3 emissões em marco alemão. Foram captados ao todo 58 bilhões de dólares em emissões com duração

¹1995,1999 e 2003

Tabela 3.1: Prazo, moeda e volume das Emissões brasileiras

Dados para as emissões externas do governo brasileiro realizadas entre janeiro/1995 e agosto/2005. Dados do Banco Central do Brasil e Bloomberg. O conceito de duração utilizado foi o de duração de Macaulay.

Ano	Número de Emissões			Duração Média (anos)	Prazo Médio (anos)	Volume Médio (USD Milhões)	Volume Total (USD Milhões)	
	Dólar	Europeias	Yen					Total
1995	0	1	1	2	2,3	2,6	833	1.666
1996	1	2	1	4	3,6	4,1	315	1.260
1997	0	7	0	7	5,9	12,2	691	4.834
1998	2	2	0	4	6,7	13,6	655	2.620
1999	2	8	0	10	3,6	5,2	748	7.480
2000	5	4	2	11	5,5	15,0	1.116	12.276
2001	4	2	2	8	4,4	7,6	1.140	9.120
2002	3	1	0	4	4,9	7,8	1.020	4.080
2003	7	0	0	7	5,3	9,4	832	5.824
2004	5	2	0	7	6,6	12,3	760	5.320
2005	5	1	0	6	8,2	15,5	706	4.236
Total	34	30	6	70	5,2	9,6	801,4	58.716

média de 5,3 anos e prazo médio de vencimento de 10 anos. Na tabela (3.1), vemos o aumento progressivo do número de emissões ao longo da década e o efeito adverso de crises financeiras sobre o número de emissões².

Na tabela (C.1) no apêndice, pode ser vista a distribuição dos bancos líderes das emissões por moeda (mercado). Nota-se que o mercado de emissões possui alguma concentração, onde seis bancos lideraram mais de metade das emissões e os dez bancos mais ativos lideraram praticamente 80% das emissões brasileiras. É importante notar que, muitas vezes, uma emissão é liderada por mais de um banco e que, na nossa amostra, 15 emissões foram lideradas por um banco, 54 por dois bancos e uma por três bancos. O Banco Central adota esta prática de dividir a responsabilidade da emissão como uma forma de aumentar o alcance das emissões, visto que cada banco possui uma rede de distribuição diferenciada, e era usada principalmente para emissões de volumes maiores quando um banco líder único excederia seus limite de exposição à Brasil³. Sendo, portanto, o número de bancos líderes da emissão uma possível variável de controle relevante⁴.

É importante notar que a dinâmica de emissão é muito diferente entre mercados, enquanto no mercado de globais as emissões são voltadas para investidores institucionais e outros participantes muito atuantes no mercado de títulos emergentes, as emissões no mercado europeu são destinadas a con-

²Por exemplo, note a diminuição do número de emissões em 1998 e 2002

³Para evitar queda no valor do preço do título logo após a emissão é prática comum que os bancos vendam mais títulos do que o volume real ofertado pelo país. O objetivo é impedir que venda de investidores que compram e vendem no mesmo dia não afetem muito o preço dos títulos. Esta posição, no entanto, gera uma posição arriscada no *portfolio* do banco líder, e para emissões de volumes grandes a posição em risco pode exceder os limites de risco do banco.

⁴Apesar de que na nossa amostra não encontramos que esta variável tenha algum valor como controle. Os resultados não se alteram caso a utilizemos.

Tabela 3.2: Número de bancos líderes e as emissões

Dados para as emissões externas do governo brasileiro realizadas entre janeiro/1995 e agosto/2005. Dados do Banco Central do Brasil e Bloomberg. O conceito de duração utilizado foi o de duração de Macaulay. EMBI-Spread é a diferença entre o índice EMBI BR e o spread em relação aos títulos do tesouro americano implícito no preço de emissão do título.

Mercados		Número de Bancos Líderes			
		1	2	3	Total
Europa	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	339,2	229,0	-	259,4
	Média de Volume (Milhões US\$)	382,6	424,4	-	412,9
	Média de Duração (Anos)	3,9	4,7	-	4,5
	Número de Emissões	8	21	-	29
Japão	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	458,3	-	-	458,3
	Média de Volume (Milhões US\$)	774,7	-	-	774,7
	Média de Duração (Anos)	3,3	-	-	3,3
	Número de Emissões	6	-	-	6
EUA	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	71,5	-23,1	-97,5	-22,5
	Média de Volume (Milhões US\$)	1250,0	1081,0	5157,0	1202,3
	Média de Duração (Anos)	6,4	6,3	7,4	6,3
	Número de Emissões	1	33	1	35
Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)		369,0	74,9	-97,5	135,5
Média de Volume (Milhões US\$)		597,3	825,7	5157,0	838,6
Média de Duração (Anos)		3,8	5,7	7,4	5,3
Número de Emissões		15	54	1	70

sumidores de varejo, em que a colocação demora até 3 meses para ocorrer e envolvia mais de uma dezena de bancos no processo de distribuição. Escolhemos controlar pela variável mercado para evitar outros efeitos decorrentes do processo de distribuição, mas a diferença no processo de demissão não afeta fundamentalmente nossa estimação, uma vez que as características, em particular a maturidade, do título a ser emitido tornam-se públicas na data de anúncio. Como o efeito informacional que queremos identificar da emissão nos spreads deve ocorrer tão logo a escolha do governo torne-se pública, esperamos que o fato do processo ser mais longo não afete nossa estimação.

Até o ano de 2004 (maior parte de nossa amostra), as operações com dívida externa eram coordenadas pelo diretor da área externa do Banco Central do Brasil. A partir de janeiro de 2005, a secretaria do tesouro passou a coordenar as emissões. Segundo funcionários do BCB e Tesouro Nacional, os procedimentos continuam muito semelhantes, tendo variado apenas a estratégia de emissão, o que já ocorria dentro do próprio BCB com a mudança do diretor responsável pela área. De 1995 a 2005, foram seis as autoridades responsáveis pela emissões: Gustavo Franco, Demóstenes Madureira, Daniel Gleizer, Beny Parnes, Alexandre Schwartzman e Joaquim Levy. Os primeiros como diretores da área externa do Banco Central do Brasil e o último como secretário do Tesouro Nacional.

Os diretores realizaram escolhas distintas de estratégias de emissão. Enquanto Gleizer e Parnes escolheram fazer emissões maiores; Franco, Madureira e Levy realizaram emissões de menor volume. Quanto ao prazo, também ocorre

Tabela 3.3: Emissões por diretor e mercado

Dados para as emissões externas do governo brasileiro realizadas entre janeiro/1995 e agosto/2005. Dados do Banco Central do Brasil e Bloomberg. O conceito de duração utilizado foi o de duração de Macaulay. EMBI-Spread é a diferença entre o índice EMBI BR e o spread em relação aos títulos do tesouro americano implícito no preço de emissão do título. A autoridade responsável pela emissão é o diretor da Área Externa do BCB até 2004 e a partir de 2005 é o secretário do Tesouro Nacional.

Mercados		Autoridade Responsável pela emissão						Total geral
		G.Fanco	D.Madureira	D.Gleizer	B.Parnes	A.Schwartzman	J. Levy	
Europa	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	334,6	125,3	314,1	-15,6	-46,3	-28,8	259,4
	Média de Volume (Milhões US\$)	309,8	436,7	467,4	569,3	406,6	385,8	412,9
	Média de Duração Modificada (Anos)	4,5	5,8	4,0	4,6	5,6	6,9	4,5
	Número de Emissões	9	2	14	1	2	1	29
Japão	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	521,6	-	426,7	-	-	-	458,3
	Média de Volume (Milhões US\$)	611,3	-	856,4	-	-	-	774,7
	Média de Duração Modificada (Anos)	3,1	-	3,4	-	-	-	3,3
	Número de Emissões	2	-	4	-	-	-	6
EUA	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	174,2	39,0	86,9	-57,5	-140,4	-62,4	-22,5
	Média de Volume (Milhões US\$)	1875,0	875,0	1718,8	1166,7	860,3	770,0	1202,3
	Média de Duração Modificada (Anos)	6,5	7,7	5,7	5,0	6,0	8,4	6,3
	Número de Emissões	2	2	11	3	12	5	35
Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)		338,7	82,1	243,4	-47,1	-127,0	-56,8	135,5
Média de Volume (Milhões US\$)		597,0	655,9	995,7	1017,3	795,5	706,0	838,6
Média de Duração Modificada (Anos)		4,6	6,7	4,5	4,9	6,0	8,2	5,3
Número de Emissões		13	4	29	4	14	6	70

um comportamento diferente entre os diretores. Não necessariamente, porém, estas ações diferentes refletem preferências distintas, podem apenas ser fruto de conjunturas econômicas específicas ao mandato de cada diretor.

A tabela (3.3) só indica que as decisões de volume e prazo da emissão parecem depender fortemente ou do responsável pela emissão ou da conjuntura econômica, reforçando a necessidade de uma escolha cuidadosa de variáveis de controle nas regressões.

Na tabela (3.4) vemos que emissões de longo prazo são de maior volume. Além disso, a diferença entre o EMBI BR e spread de emissão é mais pronunciada nas emissões de longo prazo⁵.

Na tabela (3.5), temos uma primeira evidência de que a história de aprendizado tem relevância empírica. Observa-se que a média da diferença entre o EMBI BR de dois dias antes da emissão e o de dois dias depois é bem diferente nos dois períodos, Primeiro Ano de Governo *versus* outros anos, para uma mesma duração da emissão. Os resultados interessantes são que, após a emissão de longo prazo no primeiro ano de mandato, o EMBI BR aumenta em média 60 pontos-base, enquanto, no restante da amostra, fica praticamente inalterado e após emissões de curto prazo em PRIM, ocorre uma redução em média do EMBI BR de 17 pontos-base. Obviamente, tais evidências são apenas preliminares, pois outros fatos econômicos podem estar gerando tais relações,

⁵Esta medida é extremamente ruidosa, principalmente porque o EMBI BR era composto inicialmente apenas de títulos da dívida renegociada, os quais possuem características completamente diferentes dos títulos novos emitidos e apresentavam, via de regra, uma liquidez baixa. Desta forma, esta diferença é uma melhor medida no final da amostra do que no início dela.

Tabela 3.4: Emissões por prazo

Dados para as emissões externas do governo brasileiro realizadas entre janeiro/1995 e agosto/2005. Dados do Banco Central do Brasil e Bloomberg. O conceito de duração utilizado foi o de duração de Macaulay. EMBI-Spread é a diferença entre o índice EMBI BR e o spread em relação aos títulos do tesouro americano implícito no preço de emissão do título. EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$ é a variação do índice EMBI BR de dois dias antes da emissão a dois dias após. A autoridade responsável pela emissão é o diretor da Área Externa do BCB até 2004 e a partir de 2005 é o secretário do Tesouro Nacional.

		Autoridade Responsável pela emissão						
		G.Fanco	D.Madureira	D.Gleizer	B.Parnes	A.Schwartzman	J. Levy	Total geral
Duração > 5 anos	Média de EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$	-3,9	6,8	-3,5	-0,6	16,6	-0,3	4,7
	Média de EMBI BR	482,2	446,6	758,7	688,6	462,2	350,5	523,5
	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	186,4	65,6	75,4	-47,9	-123,1	-56,8	-5,1
	Média de Volume (Milhões US\$)	871,3	722,1	1719,4	1125,0	782,3	706,0	1004,2
	Média de Duração (Anos)	7,5	7,5	6,8	5,4	6,4	8,2	6,9
	Número de Emissões	5	3	8	2	12	6	36
Duração < 5 anos	Média de EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$	0,9	-9,0	-0,3	5,9	-22,1	-	-1,2
	Média de EMBI BR	721,6	521,8	849,4	645,8	537,9	-	779,4
	Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)	434,0	131,8	307,4	-46,2	-150,1	-	284,3
	Média de Volume (Milhões US\$)	425,5	457,0	720,0	909,7	875,0	-	663,3
	Média de Duração (Anos)	3,5	4,3	3,7	4,4	3,5	-	3,7
	Número de Emissões	8	1	21	2	2	-	34
Média de EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$		-1,0	2,9	-1,2	2,6	11,0	-0,3	1,8
Média de EMBI BR		629,5	465,4	824,4	667,2	473,1	350,5	647,8
Média de EMBI-SPREAD (Pontos Base)		338,7	82,1	243,4	-47,1	-127,0	-56,8	135,5
Média de Volume (Milhões US\$)		597,0	655,9	995,7	1017,3	795,5	706,0	838,6
Média de Duração (Anos)		4,6	6,7	4,5	4,9	6,0	8,2	5,3
Número de Emissões		13	4	29	4	14	6	70

Tabela 3.5: Emissões e o ciclo político

Dados para as emissões externas do governo brasileiro realizadas entre janeiro/1995 e agosto/2005. Dados do Banco Central do Brasil e Bloomberg. O conceito de duração utilizado foi o de duração de Macaulay. EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$ é a variação do índice EMBI BR de dois dias antes da emissão a dois dias após. Primeiro ano de governo são os anos de 1995, 1999 e 2003. Emissões de Longo Prazo são as emissões com a duração entre as 25% maiores (duração > 7 anos). Emissões de Curto Prazo são as com duração entre as 50% menores (duração < 5 anos).

		Período da Emissão		
		Primeiro Ano de Governo	Outros Anos	Total Geral
Longo Prazo	Média de EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$	59,1	-4,6	-0,9
	Média de EMBIG BR	547,5	523,2	524,7
	Média de Volume (Milhões US\$)	824,7	1230,4	1206,5
	Média de Duração (Anos)	7,4	8,4	8,3
	Número de Emissões	1	16	17
Curto Prazo	Média de EMBI BR $\{(+2)-(-2)\}$	-17,3	5,5	-1,2
	Média de EMBIG BR	941,7	711,7	779,4
	Média de Volume (Milhões US\$)	648,0	669,0	663,0
	Média de Duração (Anos)	3,4	3,8	3,7
	Número de Emissões	10	24	34

mas são indicações interessantes da origem dos resultados finais deste trabalho. Vemos ainda em (3.5) que as emissões possuem características semelhantes caso as comparamos entre períodos, apresentando volumes parecidos. Em períodos sem problema graves de assimetria, o efeito de emissões de ambas maturidades é muito próximo de zero, reforçando a idéia de um efeito informacional. Temos aqui evidência de que o problema de causalidade reversa, i.e. o movimento nos spreads influenciar a decisão de emitir não parece ser relevante para o nosso problema, uma vez que caso presente não espera-se que varie entre os anos ou com a maturidade, e vemos da tabela (3.5) que a média do movimento dos

spreads para todas as emissões é zero.

No gráfico (3.1), vemos as emissões de curto prazo representadas pela linha tracejada e as de longo prazo, pela linha contínua. A classificação das emissões entre curto e longo prazo é um tanto arbitrária. Baseamos a separação na distribuição da duração das emissões no período estudado (1995-2005), classificando curto prazo como emissões com duração abaixo da mediana e longo prazo, emissões com duração maiores que o terceiro quartil. Desta maneira, ficamos com a divisão 1 a 5 anos, curto prazo; 5 a 7, médio prazo e 7 a 15, longo prazo. Esta divisão também está consistente com a permanência esperada média de determinado governo no poder, que é entre 4 e 8 anos- seja através da própria reeleição ou através da eleição de um afilhado político. A noção de longo/curto prazo é, no entanto, bastante relativa, e para um mesmo país pode variar ao longo do tempo com mudança do cenário macroeconômico e das condições de financiamento externas. Uma alternativa a nossa abordagem mais rígida seria ter uma classificação variável no tempo, dependente por exemplo de variáveis fiscais, do histórico recente de emissões e das condições internacionais. Acreditamos, no entanto, que nossa abordagem mais simples e direta deixa a origem do nosso resultado mais evidente. Uma possível extensão deste trabalho teria como desafio refinar esta classificação sem, no entanto, deixar menos claro a origem do efeito informacional identificado.

Outro questionamento relevante a nossa escolha de classificação é a opção por usar duração como medida de prazo ao vez de uma medida mais simples como a maturidade do título. O principal motivo desta estratégia é utilizar uma medida que seja robusta a variação do tamanho dos cupons para títulos diferentes: Suponha por exemplo dois títulos de 5 anos de maturidade, um com cupom de 6% vendido negociado ao par e outro título sem cupom negociado com deságio. Qual o de prazo mais curto? Caso utilizemos maturidade como nossa medida a resposta é que os dois possuem o mesmo prazo, mas a medida não está captando o fato de o primeiro título gerar uma estrutura com compromissos de horizontes mais curto. Assim acreditamos que utilizando a medida de duração captamos de forma mais completa o prazo do título emitido e como ele aumenta/reduz na margem o risco de uma crise de moratória.

É evidente do gráfico (3.1) a preferência por emissões de curto prazo no início de segundo mandato FHC. No início do governo LULA, esta preferência é menos acentuada, visto que aconteceram muitas emissões de médio prazo⁶.

Nota-se do gráfico (3.1) que, a rigor, temos apenas uma emissão de longo prazo no período de primeiro ano de mandato, o que torna um de nossos resultados muito exposto à seguinte crítica: afinal estamos estimando o

⁶Que não estão representadas no gráfico 3.1

efeito da característica da emissão (interação maturidade alta com assimetria alta) ou estamos estimando um efeito totalmente específico aquela emissão? É naturalmente uma crítica grave, mas podemos testar a robustez dos resultados mediante a inclusão de duas emissões de longo prazo que aconteceram no início de 2000 e de 2004; na verdade antes do décimo dia útil de cada ano. Não é um exercício totalmente limpo, mas, como a descontinuidade do efeito da assimetria informacional foi introduzida artificialmente por nós, acreditamos que este teste seja válido e importante para o nosso experimento.

A região em cinza denota o período correspondente ao primeiro ano de mandato. As linhas tracejadas denotam emissões de curto prazo e as linhas contínuas emissões de longo prazo.

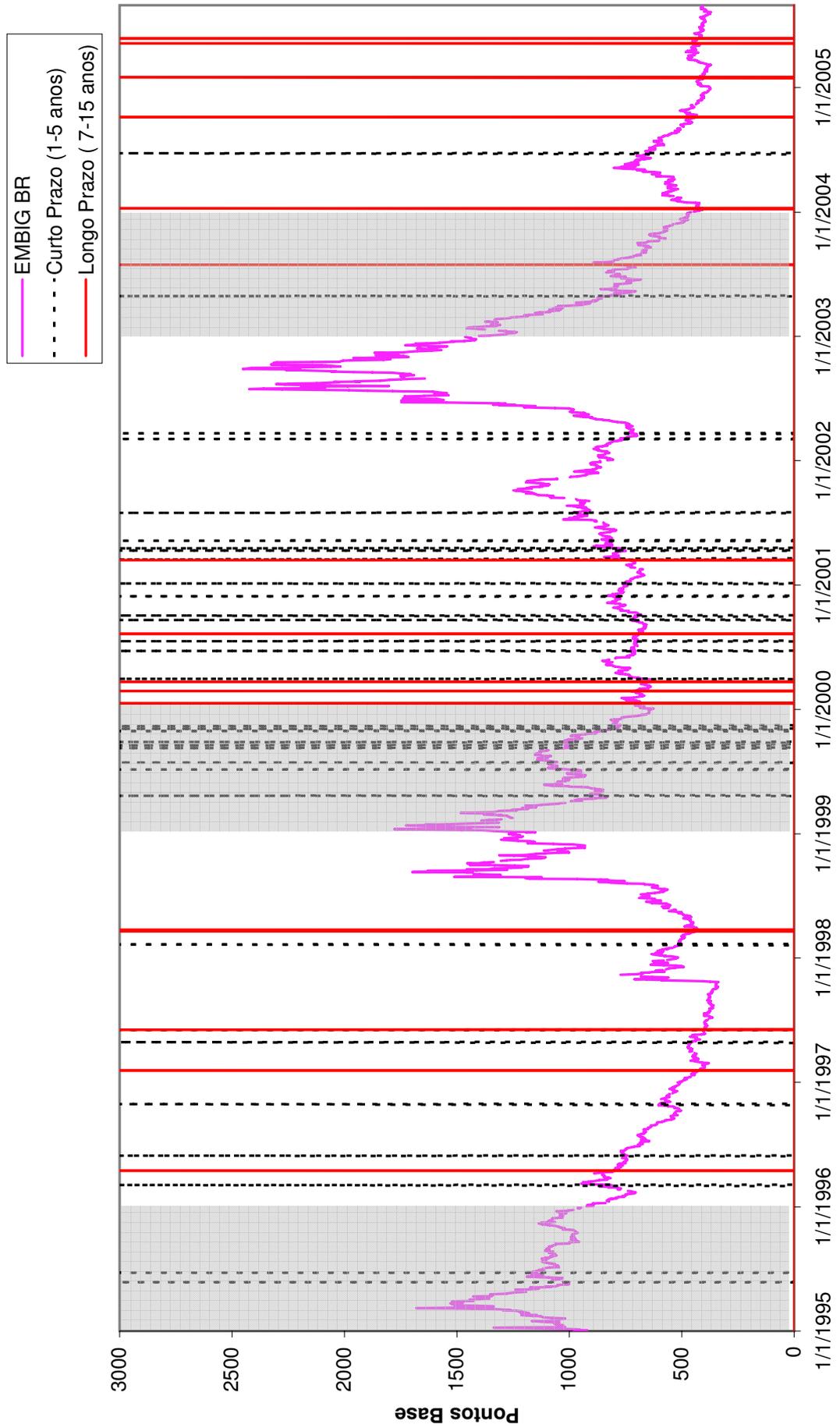


Figura 3.1: Emissões Externas e o Risco-Brasil

O gráfico ilustra ainda que os três períodos de primeiro ano de governo são momentos de maior assimetria informacional entre mercado e governo e progressivo aprendizado por parte do mercado, ou ao menos de maior incerteza quanto à capacidade e ao desejo dos “novos” governos adotarem políticas consistentes com a capacidade de pagamento do país. Este ponto pode ser feito olhando para a pronunciada tendência declinante do Risco-Brasil nos três períodos.

O primeiro ano do primeiro governo FHC é diferente dos demais por se caracterizar principalmente pela volta do Brasil aos mercados internacionais depois de um longo período de ausência. Nossos resultados variam muito pouco com a inclusão ou exclusão deste período da amostra.

3.1.2

Medidas de Reação do Mercado

Mediremos se as emissões têm algum efeito no conjunto informacional dos investidores através de variáveis que mais provavelmente representem as expectativas dos investidores quanto à capacidade de pagamento futura do estado brasileiro. A primeira medida é o Risco-Brasil, como é conhecido o EMBI BR. Outras medidas são também variantes do Risco-Brasil, mas agora desagrupado por prazo do risco. Na verdade, são todas funções das cotações dos títulos brasileiros da dívida externa e da curva de juros americana, e nossa hipótese, ao utilizar tais medidas, é que os preços destes títulos reflitam a variação do conjunto informacional dos investidores, i.e., informações negativas sobre o governo ou suas políticas se refletirão em maiores spreads enquanto informações positivas em menores.

A vantagem de nosso banco de dados sobre os dados de empresas utilizados na literatura de finanças corporativas é a existência de liquidez no mercado secundário de títulos. Com cotações diárias para os preços dos títulos, podemos testar predições do modelo sobre a variação na probabilidade de moratória esperada pelos investidores.

EMBI e Controles

A medida de Risco-Brasil regularmente utilizada no meio acadêmico e financeiro, o EMBI BR, índice construído pelo banco JP Morgan, tem um problema de composição que pode prejudicar nosso experimento. Até 1995, só havia dívida brasileira negociada no mercado internacional que era fruto do plano Brady. Desta forma variações neste índice refletiam apenas variações nos preços destes títulos. Com a progressiva emissão de dívida nova, aos poucos, o peso destes títulos no índice foi diminuindo. O potencial problema de

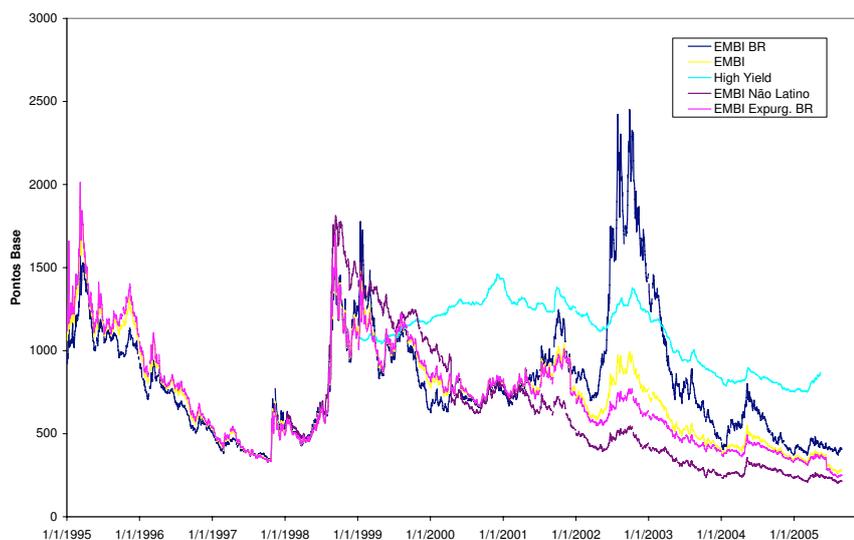


Figura 3.2: Algumas medidas de Risco global e o EMBI BR

composição reside nestes títulos possuírem características muito específicas e difíceis de serem controladas: alguns possuem como colateral títulos do tesouro americano, outros possuem opções de recompra embutidas, outros não são praticamente negociados, ficando na carteira de grandes bancos. Desta forma, a variação nos preços destes títulos refletem de forma diferenciada variações no Risco-Brasil, ou seja, na probabilidade de o governo brasileiro honrar a dívida. Como forma de contornar estes problemas, adotamos duas estratégias distintas: realizar a estimação em diferenças⁷ e utilizar uma curva de juros da dívida externa construída sem títulos da dívida antiga.

Além dos controles específicos às emissões, o principal controle que utilizaremos em nossas regressões será um índice de risco exógeno a mudanças no risco de pagamento brasileiro. Utilizaremos esta medida para retirar todos as variações que não sejam idiossincráticas ao Brasil. O primeiro candidato natural a este índice seria o EMBI. Ocorre que este índice é, por definição, endógeno ao risco brasileiro uma vez que os títulos brasileiros compõem em média 20% da carteira do EMBI. Como alternativa a este, utilizamos três medidas: O EMBI expurgado, em que recalculamos o índice sem os títulos brasileiros; O EMBI não latino, que é formado por títulos de todos os países emergentes não latinos; e o High Yield, que é a taxa de juros média paga pelas empresas de baixa qualidade de crédito no mercado americano. O uso do High

⁷Mais sobre esta abordagem no apêndice (A.1)

Yield limita bastante nossa amostra, mas os resultados são praticamente os mesmos com a utilização de um ou de outro índice.

Fica evidente no gráfico (3.2) que a relação de curto prazo entre as cinco variáveis é muito estreita, apesar de, ao longo da amostra, elas apresentarem mudanças de nível. Neste experimento, no entanto, esta mudança de nível não é um problema, visto que estaremos preocupados principalmente com a relação de curto prazo, pois utilizaremos estas medidas para controlar a janela do evento para mudanças nos spreads brasileiros não específicos ao Brasil, porém comuns aos mercados emergentes.

Estrutura a Termo do Spread (ETS)

Como medida da Estrutura a Termo do Spread brasileira, utilizamos duas fontes de dados: a curva cupom zero da Bloomberg e as cotações e características dos títulos brasileiros. A idéia geral é bastante simples: constrói-se uma curva cupom zero para os títulos da dívida soberana (ou utiliza-se a construída pela Bloomberg) e subtrai-se a taxa de juros de um título do governo americano de duração semelhante. No apêndice B, descrevemos em maior detalhe como construímos as medidas da ETS a partir da curva Bloomberg e dos preços dos títulos. Nas figuras (B.1),(B.2) e (B.3) no apêndice pode-se verificar que em geral estas medidas acompanham o EMBI BR de forma muito próxima.

3.2

A Especificação do Teste

A estratégia empírica para identificar o efeito informacional consistirá em comparar o efeito das emissões de dívida em dois períodos distintos. Utilizaremos o primeiro ano de mandato presidencial (PRIM) como proxy para uma maior incerteza nas crenças dos investidores sobre o tipo do governo. Além desta variação no grau de assimetria informacional, usaremos uma variação na maturidade da dívida, pois os modelos discutidos na seção 2 predizem que, sob intensa assimetria informacional investidor-emissor, emissões de maturidades distintas geram efeitos diferentes.

Como forma de identificar o efeito da emissão precisamos de um spread esperado na ausência da emissão. A literatura de análise de eventos (Campbell *et all*, 1997) aplicada a ações resolve este problema, estimando fora da janela do evento⁸ um modelo de mercado para as ações em estudo e, utilizando este modelo estimado, constrói uma série de retornos preditos dentro da janela de

⁸Janela do evento é o período na sua amostra em que todo o excesso de variação é atribuído ao evento.

evento. Nosso problema não pode ser abordado exatamente desta maneira, uma vez que temos vários eventos para o mesmo ativo, ficando muitas vezes difícil de definir a janela de estimação e de teste. Uma forma mais direta é estimar o modelo conjuntamente com o efeito do evento, i.e, adicionalmente ao modelo que descreve o comportamento dos spreads, adicionaremos variáveis indicadoras para os eventos de emissão.

A respeito das variáveis relevantes para explicar o comportamento do spread, temos: Neumeyer e Perri (2001), que assumem que o spread e as taxas de juros norte americanas seguem um VAR bivariado de primeira ordem; Cline e Barnes (1997) encontram que variáveis macroeconômicas domésticas são importantes na determinação do spread soberano; Cantor e Packer (1996) e Eichengreen e Mood (1998) documentam que rating de crédito melhores implicam em menores spreads; Uribe e Zue(2003) chega a uma lei de movimento para o spread que depende da taxa de juros americana contemporânea, do spread defasado, do produto contemporâneo e defasado, do investimento contemporâneo e defasado e da balança comercial (normalizada pelo produto) contemporânea e defasada. No contexto de modelos de estrutura a termo com não arbitragem, Duffie *et all* (2003) estima modelo afim trivariado com spread, juros americanos e volatilidade do spread.

No nosso experimento, trabalhamos com dados diários, frequência em que dificilmente variações em variáveis macro vão desempenhar papel relevante. Variações nos *ratings* de crédito são menos prováveis ainda de desempenharem um papel, uma vez que o BCB tem como política evitar emissões em períodos em que outros eventos relevantes para os spreads estejam ocorrendo. A literatura nos deixa, portanto, com três variáveis básicas para descrever o comportamento dos spreads: taxa de juros americana, o spread defasado e a volatilidade do spread. Ocorre, que em frequência diária, variações na taxa americana são desprezíveis, explicando muito pouco das variações no spread. Na verdade, nesta frequência os spreads são quase completamente conduzidos por variações no sentimento de mercado (Eichengreen e Mood, 1998) ou aversão ao risco internacional. Sentimento de mercado que poderia ser interpretado como atualização das expectativas dos agentes decorrentes de novas notícias ou ausência delas. Para identificar o efeito das emissões, não faria sentido atribuir variações na aversão ao risco internacional à emissão em si, uma vez que muito desta variação é comum a diversos países emergentes e até mesmo a títulos corporativos americanos de alto risco.

Para contornar este problema, encontramos algumas variáveis que são interpretadas na literatura como *proxies* para aversão ao risco internacional ou sentimento de mercado em relação a países emergentes como um todo.

Estas considerações nos levariam a estimar um modelo da forma:

$$S_t = \mu + \varphi S_{t-1} + \phi r_t + \alpha \Omega_t + \eta \sigma_t + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

Onde S_t é uma medida de spread do país emissor, Ω_t é alguma proxy para o sentimento de mercado ou aversão ao risco internacional, r_t é uma taxa de juros americana, σ_t é alguma medida de volatilidade do spread e ε_t são variações no sentimento de mercado específicas ao país estudado. É justamente este componente ε_t que iremos atribuir como efeito da emissão. A idéia inicial é incluir na especificação do modelo básico as variáveis descritivas das emissões, ficamos então com:

$$S_t = \mu + \varphi S_{t-1} + \phi r_t + \alpha \Omega_t + \eta \sigma_t + \sum_{i=1}^N \beta(E_i) \Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}} + \omega_t \quad (3-2)$$

Onde $\tau(E_i)$ é uma função que retorna o dia de realização da emissão i , $\Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}}$ é uma variável indicadora que assume valor um, caso tenha ocorrido alguma emissão no dia t ⁹, $\beta(E_i)$ denota o efeito da emissão i no spread e N é o número total de emissões ocorridas na nossa amostra.

A especificação (3-2) descreve a idéia geral do teste que vamos realizar, mas está sujeita a alguns problemas e precisa de modificações para ser levada aos dados. A seguir, vamos enumerar tais problemas e, no apêndice, propomos modificações que nos conduzem à nossa especificação final (3-3).

$$\begin{aligned} \Delta_T S_t = & \phi \Delta_T r_t + \alpha \Delta_T \Omega_t + \\ & + \sum_{i=1}^N \left\{ \chi + \sum_{j=1}^m \Gamma_{\{M(E_i)=j\}} \{ \delta_j + \kappa_j \Gamma_{\{PRIM(E_i)=1\}} \} + \text{Controles}(E_i) \right\} \Gamma_{\{t \in J(E_i)\}} + \zeta_t \end{aligned} \quad (3-3)$$

Onde $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$, T denota o tamanho da janela de evento, χ um efeito fixo para todas emissões, $M(E_i)$ indica a duração da emissão da seguinte forma,

$$M(E_i) = \begin{cases} 1, & \text{se } E_i \text{ tem duração entre 1 a 5 anos} \\ 2, & \text{se } E_i \text{ tem duração entre 5 a 7 anos} \\ 3, & \text{se } E_i \text{ tem duração entre 7 a 15 anos} \end{cases}$$

$PRIM(E_i)$ assume valor 1 caso a emissão ocorra durante o primeiro ano de mandato presidencial, $\text{Controles}(E_i)$ são diversas características específicas a cada emissão que usamos para evitar que outros efeitos contaminem nossas

⁹I.e. $\Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}} = 1$ se existe i tal que $\tau(E_i) = t$

estimativas para a diferença $\kappa_j - \delta_j$, Γ é uma função indicadora¹⁰ e $J(E_i)$ é uma correspondência que define o conjunto de dias que formam a janela de evento para cada emissão. Chegamos à expressão (3-3) como forma de lidar com as questões enumeradas abaixo e discutidas com maior profundidade no apêndice.

No apêndice A.1 mostramos que uma especificação em diferenças é a natural se o objeto de análise são efeitos de curto prazo, e evita que quebras estruturais no nível do risco de *Default* (devido por ex. a melhoria dos fundamentos macroeconômicos) atrapalhem a estimação. A especificação em diferenças também não impõem restrições no comportamento temporal do efeito informacional, sendo robusto a variações nas taxas de reversão a média da inovação, admitindo até mesmo efeito permanente.

No apêndice A.2 argumentamos que a forma funcional de β em (3-3) é a mais indicada para identificar o efeito informacional das emissões no spread dos títulos e é robusta a omissão de duas importantes variáveis (tipo do investidor a demandar a emissão e a proporção do tamanho do *Book* em relação ao ofertado) não observadas pelo econometrista.

No apêndice A.3 apresentamos o que é uma *Janela de Evento*, o por que de utilizá-la para identificar o efeito da emissão e as implicações para a especificação econométrica adotada.

No apêndice A.4 introduzimos a taxa de câmbio como variável de controle, discutimos os prós e contras desta introdução e apresentamos os resultados para o caso brasileiro.

No apêndice A.5 discutimos através de simulações o procedimento empírico adotado. Este procedimento é consistente? Afinal de contas como interpretar os coeficientes das indicadores de maturidade? A conclusão central do exercício de simulação é que o procedimento enviesava o estimador MQO no sentido de atenuar a magnitude do efeito. Viés que será zero caso toda a informação seja revelada no primeiro dia da janela do evento (para nossa janela padrão em $t-3$, onde t é o dia da emissão) e máximo, dividindo o verdadeiro valor por um fator de 4, caso toda revelação ocorra no último dia da janela (t). Desta forma caso o procedimento recupere um $\hat{\beta}$ de 10, isto indica que $\beta \in [10, 40]$.

¹⁰Que é função impulso é não degrau

3.3

Resultados

3.3.1

Modelo Básico

Partindo das variáveis originais sugeridas pela literatura chegamos à expressão (3-4) como a mais relevante empiricamente para o nosso experimento. No modelo básico, temos um controle para choques na economia mundial (alguma taxa de juros americana¹¹), um controle para choques nos países emergentes (ou para a aversão ao risco internacional¹²) e também no apêndice apresentamos os resultados com um controle para choques específicos ao Brasil (a taxa de câmbio dólar-real¹³).

Estimamos as equações (3-4) e (3-5) para diferentes tamanhos de janela. Os resultados vemos na tabela (3.6).

$$\Delta_T S_t = \alpha \Delta_T \Omega_t + \phi \Delta_T r_t + \epsilon_t \quad (3-4)$$

$$\Delta_T S_t = \alpha \Delta_T \Omega_t + \phi \Delta_T r_t + \pi \Delta_T \vartheta_t + \epsilon_t \quad (3-5)$$

$$\text{onde, } \begin{cases} S_t = & \text{EMBI Brasil} \\ \Omega_t = & \text{EMBI expurgado do EMBI Brasil} \\ r_t = & \text{Taxa } US \text{ treasuries 3 anos} \\ \vartheta_t = & \text{Taxa de câmbio} \end{cases}$$

Como podemos ver na tabela (3.6), o modelo explica sempre mais de 50% da inovação da variável dependente dentro da janela. Também vemos que a inclusão da variável câmbio melhora significativamente o poder de explicação do modelo, principalmente para as janelas maiores. São estes 40-50% de resíduo que usaremos para entender o efeito das emissões.

3.3.2

O Teste Empírico

Obtido um modelo que explique bem o comportamento de nossa variável dependente dentro da janela de evento apropriada, seguiremos a seção 3.2

¹¹Resultados não mudam com a utilização das taxas de 3, 10, 20 anos ou o instrumento de política monetária utilizado pelo FED. Inclusão de mais de uma também não altera nossos resultados.

¹²Utilizamos tanto o índice High Yield (juros pagos por Junk bonds corporativos), o EMBI expurgado da participação brasileira na carteira e o EMBI de países não latino-americanos. Optamos por mostrar os resultados com o EMBI expurgado, pois é o que deixa o modelo básico com melhor desempenho.

¹³E, como já dito antes, também o índice Bovespa e o volume de negócios da bolsa paulista.

Tabela 3.6:

Regressões OLS dados diários de janeiro/1995 à agosto/2005 para Δ_T EMBI BR (índice EMBI para títulos brasileiros), onde: $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$; EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR; Tsy 3 anos é a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; Câmbio é a taxa de câmbio Real/Dólar; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

T (dias)	1	3	5	1	3	5
Δ_T EMBI expurgado	0.91***	0.92***	0.92***	0.96***	1.01***	1.02***
Δ_T Tsy 3 anos	-20.1*	-33.31***	-37.44***	-16,43	-25.49*	-35.89***
Δ_T Câmbio	449.59***	565.19***	577.43***	-	-	-
R ²	0,62	0,66	0,67	0,52	0,51	0,51
Número de dias	2521	2519	2517	2521	2519	2517
DW	1,75	0,69	0,41	1,61	0,61	0,35

para estimar e identificar o efeito das emissões. Em particular, a teoria prevê que emissões de longo prazo em momentos de grande assimetria aumentam os spreads e, as de curto prazo, nestes momentos, teriam o efeito de reduzi-los. O importante é que deveremos comparar sempre o efeito da emissão nos momentos de alta assimetria informacional com o seu efeito quando não há tal assimetria. Esta é a melhor forma de lidar com outros efeitos presentes na ausência de qualquer revelação de informação. Estimando a diferença dos coeficientes, estamos medindo diretamente o efeito previsto pela teoria, isto é, como interagem a decisão de maturidade com uma variação na assimetria informacional entre investidor e governante. Um dos possíveis efeitos que esta abordagem controla seria o aumento de risco decorrente de emissões curtas¹⁴ e uma diminuição do risco devido a emissões longas.

Sob a hipótese nula de que não existe efeito informacional a diferença de coeficientes (coeficientes de emissões com prazo semelhante, mas em períodos diferentes) deve ser zero. Sob a alternativa, de que existe efeito informacional, a decisão de maturidade de emissão afeta os spreads, que por conseguinte afeta a decisão de emissão. Desta maneira o modelo tal como foi levado aos dados não está completamente especificado, faltando modelar a decisão dos agentes. Uma extensão natural deste trabalho é levar um sistema de equações aos dados com uma equação que trate da escolha de maturidade feita pelo agente emissor. Mas como sob a nula nosso modelo está bem especificado pode-se ler nossos resultados da seguinte forma: caso não possamos rejeitar que a diferença entre coeficiente seja zero, não existe efeito informacional; caso rejeitemos a igualdade entre coeficientes, estamos rejeitando a hipótese de ausência de efeito informacional, mas possivelmente estamos incorrendo em

¹⁴Independentemente da assimetria informacional, decorrente apenas de um maior risco de refinanciamento associado as condições gerais do mercado financeiro.

um viés na identificação da magnitude do efeito informacional. Assim nosso procedimento é bom para testar a existência de um efeito informacional, mas não tão robusto para quantificar sua magnitude.

Na tabela (3.7) vemos os resultados da estimação da equação (3-6) para nossa janela de evento básica (de três dias antes ao dia da emissão).

Os resultados da tabela (3.7) indicam forte relevância econômica para o efeito informacional. A leitura da tabela (3.7) tendo em mente os pontos levantados na seção de simulação do apêndice A.5, indica que, na nossa amostra uma emissão de curto prazo em um momento de incerteza sobre as políticas governamentais tem o efeito de diminuir o EMBI Brasil em até 50 pontos-base. A estimação pontual da diferença ($\kappa_1 - \delta_1$) recuperou um efeito de -12.60 pontos-base, logo a diferença dos verdadeiros parâmetros $(\kappa_1 - \delta_1) \in [-49.60, -12.41]$. O efeito recuperado para as emissões de longo prazo foi ainda mais pronunciado, tendo o efeito de aumentar o spread em até 114 pontos-base, mais especificamente $(\kappa_3 - \delta_3) \in [82.57, 360]$. Estes resultados nos dizem que emissões de dívida externa durante o primeiro ano de mandato presidencial, correspondente na nossa amostra aos anos 1995/1999/2003, afetam o spread soberano de forma diferente do que ocorre nos demais anos. Interpretando o primeiro ano de mandato como um período em que a assimetria informacional entre investidores e governo é mais intensa, esta diferença de efeito é consistente com o predito por modelos que estudam a decisão de dívida através do *trade off* entre risco de refinanciamento e custo de financiamento- Flannery(1985), Diamond(1991) e MGB(2000)). Mais do que isso, podemos dizer que o resultado é consistente com um equilíbrio em que ocorre algum tipo de separação entre diferentes tipos de governo como estudado na seção (2) deste trabalho.

Com este resultado, caracterizamos a existência de aprendizado durante a emissão de dívida e encontramos que este aprendizado tem muita relevância econômica. A magnitude dos efeitos encontrados sugere que decisões de alongamento de dívida com o intuito de aumentar a resistência da economia a crises devem ser vista com cautela, pois a decisão de aumentar a proteção do país revela uma maior probabilidade esperada de crise pelo governo, o que, sob assimetria informacional, revela informação privada negativa do governo sobre a economia, que necessariamente deve estar relacionada à condução futura da política econômica esperada pelo governo.

Durante o período estudado, houve melhora substancial da qualidade da política macroeconômica brasileira. Especialmente após os anos de 1999 e 2003, houve um aumento consistente e duradouro do superávit primário do setor público. Apesar da razão dívida/PIB ter aumentado ao longo do

$$\Delta_T S_t = \phi \Delta_T r_t + \alpha \Delta_T \Omega_t + \sum_{i=1}^N \left\{ \chi + \sum_{j=1}^m \Gamma_{\{M(E_i)=j\}} \{ \delta_j + \kappa_j \Gamma_{\{PRIM(E_i)=1\}} \} + \text{Controles}(E_i) \right\} \Gamma_{\{t \in J(E_i)\}} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

Tabela 3.7: Resultado para EMBI BR

Regressões OLS dados diários de janeiro/1995 à agosto/2005 para Δ_T EMBI BR (índice EMBI para títulos brasileiros), onde $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$; EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR; Tsy 3 anos é a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; câmbio é a taxa de câmbio Real/Dólar; as indicadores de duração são determinadas agrupando-se as emissões pela duração de Macaulay do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y relativo ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; todos os controles são indicadores que assumem valor 1 dentro da janela de eventos e zero no resto da amostra; primeiro ano de mandato são os anos 1995, 1999 e 2003; os números entre colchetes denotam o número de emissões existentes para a estimação de cada coeficiente de duração; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

Variáveis	Tamanho Janela(T)		4	
	Janela		2-1-1	
	3-1-0	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
Modelo Básico				
Δ_T EMBI expurgado	1.04***	17,31	1,04***	17,34
Δ_T Tsy 3 anos	-35.05***	-2,75	-35,79***	-2,81
Controles Emissão				
Emissão	0	0,00	7,22	1,08
Troca	2.14	0,52	1,48	0,37
Reabertura	-0.01	0,00	0,02	0,01
Yen	-8.16**	-1,97	-8,33*	-1,70
Euro	-1.89	-0,44	-1,74	-0,45
Pré-Euro	4.98	0,96	-3,15	-0,58
Demosthenes	-3.88	-0,96	-1,87	-0,44
Gleizer	2.29	0,42	-0,99	-0,16
B.Parnes	-1.42	-0,20	-1,25	-0,19
Schwartzman	-16.73***	-2,64	-17,2***	-2,75
Tesouro	4.48	0,77	-2,04	-0,34
Indicadoras de Duração da emissão				
Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [34]	2.23	0,37	-0,6	-0,11
Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [19]	4.38	0,71	1,53	0,31
Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17]	-5.99	-1,01	-6,46	-1,25
Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato				
Emissões de 1 a 5 anos (κ_1) [10]	-10.16**	-2,46	-13,01***	-3,28
Emissões de 5 a 7 anos (κ_2) [6]	-12.21	-1,41	-9,98	-1,22
Emissões de 7 a 15 anos (κ_3) [1]	76.58***	6,60	83,17***	8,63
R ²	0,53		0,52	
Número de dias	2517		2517	
Número de emissões	70		70	
$\kappa_3 - \delta_3$	82.57***	5,57	89,63***	7,10
$\kappa_1 - \delta_1$	-12.39*	-1,82	-12,41*	-1,82

período como um todo, é consenso que os governos honraram em alguma medida as promessas de maior austeridade fiscal. Esta trajetória de melhoria fiscal é consistente com o fato de terem ocorrido muito mais emissões de curto prazo nos períodos de início de mandato do que emissões de longo prazo. Na nossa amostra, ocorreram 12 emissões classificadas como curto prazo durante os primeiros anos de mandato e apenas uma emissão de longo prazo. Tal fato é consistente com a melhoria fiscal, mas naturalmente enfraquece a interpretação dos coeficientes estimados, uma vez que o efeito que estamos atribuindo à interação de prazo longo com assimetria informacional intensa pode ser apenas um choque específico daquela emissão.

Como forma de contornar esta fraqueza do exercício aumentemos o número de emissões de longo prazo no período classificado como de alta assimetria informacional: no início de 2004 e no início de 2000, na verdade antes do décimo dia útil de cada ano, o Brasil realizou duas emissões classificadas como longo prazo pelo critério adotado¹⁵. A classificação destas emissões como pertencente ao período de alta assimetria informacional deixa os resultados inalterados. O exercício não é limpo, mas como a descontinuidade no grau de assimetria informacional foi introduzida artificialmente pela nossa estratégia de identificação, acreditamos que ajude a indicar que nossos resultados estão captando um efeito recorrente e não particular a uma emissão.

Os resultados da tabela (3.7) permanecem os mesmos para diferentes especificações da janela de evento. Na própria tabela (3.7), vemos que o deslocamento da janela um dia para frente deixa os resultados inalterados. Diminuição ou aumento do número de dias da janela também mantém os resultados qualitativamente iguais. Caso incluamos outros controles como a variação do índice Bovespa, câmbio ou outras medidas de aversão ao risco internacional, os resultados também permanecem.

Estimativas com janela de um dia sugerem como é o padrão de revelação informacional dentro da janela do evento. Na tabela (3.8), vemos que o efeito mais forte ocorre entre o primeiro dia da janela (3 dias antes da emissão) e o penúltimo, indicando que nosso coeficiente estimado está mais próximo de 80-90 pontos-base do que de 360 pontos-base. Os exercícios com janela de um dia também são interessantes para verificar que a direção dos resultados permanece e não é fruto de movimentos transitórios. O efeito encontrado para as emissões de curto prazo diminui bastante¹⁶, mas a tabela (3.8) também nos aponta na

¹⁵Duração maior que 7 anos

¹⁶Isto pode ocorrer devido ao menor volume de captação de emissões de curto prazo (sinalização mais fraca), ou pelo efeito das emissões de curto prazo ser maior em títulos com pouca participação no EMBI-por ex. maturidades mais curtas. Algumas destas conjecturas testaremos mais adiante.

direção de que o efeito das emissões de curto prazo estão mais próximos do limite inferior do que do limite superior do intervalo, pois a revelação parece ser mais intensa 3 dias antes da emissão e na véspera.

Os resultados da tabela (3.8) indicam forte antecipação dos mercados financeiros em face de eventos de emissão. Parece haver ainda um componente de sobre-reação dos mercados, uma vez que o único dia em que a estimativa pontual da direção dos efeitos estudados se inverte, mas não de forma estatisticamente significativa, é um dia após a emissão.

A redução da janela para apenas um dia é provavelmente um teste muito duro para a teoria, uma vez que mesmo que exista o efeito poderíamos não o captar caso não ocorra um padrão constante de revelação de informação em todas as emissões. Suponha, por exemplo, que na nossa amostra tenhamos 5 emissões de curto prazo no período de primeiro ano de mandato e ainda que para cada uma destas emissões, a revelação de informação se dê em um dia diferente¹⁷. O estimador MQO com uma janela de um dia retornaria uma estimativa pontual que seria um quinto do efeito real e com precisão baixíssima, dado que, para cada janela escolhida, só captaria o efeito de uma das emissões.

Cabe ressaltar que outras especificações das regressões originais foram também realizadas com os resultados sendo qualitativamente idênticos. Em particular, utilizamos como *proxy* para a variação das condições nos mercados emergentes o High Yield e o EMBI de países não latino americanos e, no apêndice, apresentamos resultados semelhantes para a inclusão da variável câmbio como controle para choques idiossincráticos ao Brasil. Como forma de controlar pelo sucesso da emissão¹⁸, utilizamos a diferença entre spread de colocação do título e o Embi Brasil e também a diferença entre o spread de colocação e o spread médio de títulos brasileiros com a mesma duração; estas medidas, apesar de teoricamente razoáveis, não parecem na nossa amostra boas *proxies* para o sucesso das emissões¹⁹.

¹⁷Por exemplo, uma no dia da emissão, outra um dia antes, outra dois dias antes e assim sucessivamente.

¹⁸Uma boa proxy seria a razão *Book Value/oferta*, mas não dispomos desta variável

¹⁹Comparando estas diferenças para algumas emissões com o divulgado no jornal Valor Econômico, não pareceu haver qualquer relação entre spread menor e uma opinião do mercado que a operação foi bem sucedida.

Tabela 3.8: Resultados EMBI BR para diferentes janelas

PUC-Rio - Certificação Digital Nº 0410589/CA

Regressões OLS dados diários de janeiro/1995 a agosto/2005 para Δ_1 -EMBI BR (índice EMBI para títulos brasileiros), onde $\Delta_1 X_t = X_t - X_{t-1}$; EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR; Tsy 3 anos é a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; câmbio é a taxa de câmbio Real/Dólar; as indicadoras de duração são determinadas agrupando-se as emissões pela duração de Macaulay do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y relativo ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; todos o controles são indicadoras que assumem valor 1 dentro da janela de eventos e zero no resto da amostra; primeiro ano de mandato são os anos 1995, 1999 e 2003; os números entre colchetes denotam o número de emissões existentes para a estimativa de cada coeficiente de duração; Controles Emissão omitidos por fins de exposição; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

Variáveis	Tamanho Janela(T)														
	1 dia depois			1 dia			2 dias antes			3 dias antes			4 dias antes		
	Dia da emissão			1 dia antes			2 dias antes			3 dias antes			4 dias antes		
	Coefficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	Coeficiente	t-Stat	
Modelo Básico															
Δ_1 -EMBI expurgado	0.96***	13,74	0.96***	13,71	0.96***	13,74	0.96***	13,72	0.96***	13,73	0.96***	13,73	0.96***	13,73	
Δ_1 -Tsy 3 anos	-16.78	-1,34	-16.16	-1,29	-16.9	-1,34	-16.94	-1,35	-17.11	-1,36	-17.34	-1,38			
Controles Emissão															
Indicadoras de Duração da emissão															
Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [34]	-0.92	-0,30	-2.94	-0,86	-0.09	-0,03	-2.2	-0,66	1.45	0,83	0.44	0,06			
Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [19]	-2.42	-1,00	-1.69	-0,49	2.83	1,11	-2.07	-0,69	0.85	0,60	6.11	0,69			
Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17]	0.65	0,37	-3.02	-1,03	-2.15	-0,88	-2.58	-0,73	-0.24	-0,17	4.27	0,48			
Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato															
Emissões de 1 a 5 anos (k_1) [10]	-4.08	-1,27	-4.13	-1,15	-7.73**	-2,21	-0.43	-0,16	-3.65**	-2,18	1.13	0,21			
Emissões de 5 a 7 anos (k_2) [6]	11.09***	3,00	-1.83	-0,41	-10.44**	-2,06	4.26	0,68	-0.68	-0,17	-7.81	-1,54			
Emissões de 7 a 15 anos (k_3) [1]	-6.41	-1,25	18.08***	3,13	32.81***	5,77	13.53**	2,04	19.99***	4,19	19.85**	2,04			
R^2	0.53		0.53		0.53		0.53		0.53		0.53				
Número de dias	2521		2521		2521		2521		2521		2521				
Número de emissões	70		70		70		70		70		70				
$k_3 - \delta_3$	-7.06	-1,14	21.1***	2,88	34.97***	5,28	16.11**	1,97	20.23***	3,75	15.57	0,88			
$k_1 - \delta_1$	-3.16	-0,70	-1.19	-0,22	-7.63	-1,45	1.76	0,38	-5.1**	-2,19	0.69	0,09			

3.4 Resultados Complementares

3.4.1 Estrutura a Termo do Spread

A intenção de analisar o efeito das emissões na ETS é dupla: utilizar uma medida de risco em que não estejam presentes alguns dos problemas de composição do EMBI BR, e explorar a possibilidade de as emissões afetarem diferenciadamente os títulos conforme a maturidade. Sob a hipótese do efeito encontrado na seção (3.3) ser decorrente de um aprendizado do mercado sobre a qualidade da política econômica futura, espera-se que o efeito informacional seja mais forte nas taxas mais longas e desprezíveis para as taxas mais curtas. É importante lembrar que a teoria é omissa a respeito destes efeitos em spreads de diferentes maturidades uma vez que é construída baseada em modelos de três períodos.

Tabela 3.9: Resultados Estrutura a Termo do Spread-Curva Bloomberg

Regressões OLS dados diários de março/1998 à agosto/2005 para Δ_T Estrutura a Termo do Spread implícita na curva Zero-Cupom calculada pela Bloomberg para os títulos externos soberanos brasileiros, onde $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$; Modelo Básico são o EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR e a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; as indicadoras de duração são determinadas agrupando-se as emissões pela duração de Macaulay do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y relativo ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; todos os controles são indicadoras que assumem valor 1 dentro da janela de eventos e zero no resto da amostra; primeiro ano de mandato são os anos 1999 e 2003; os números entre colchetes denotam o número de emissões existentes para a estimação de cada coeficiente de duração; Controles Emissão e Modelo Básico omitidos por fins de exposição; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

Variáveis	Tamanho Janela(T)		4		3-1-0	
	Janela		15 anos		5 anos	
	Maturidade da ETS		15 anos		5 anos	
	Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
Modelo Básico						
Controles Emissão						
Indicadoras de Duração da emissão						
Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [25]	3.57	0,50	15.65*	1,69	1.21	0,10
Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [13]	13.55**	2,41	23.64**	2,45	21.07	1,33
Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17]	4.3	0,83	-1.64	-0,17	10.61	0,77
Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato						
Emissões de 1 a 5 anos (κ_1) [8]	-11.24**	-2,18	3.2	0,31	8.98	0,86
Emissões de 5 a 7 anos (κ_2) [6]	-14.45**	-2,41	-18.15	-1,56	-15.12	-1,11
Emissões de 7 a 15 anos (κ_3) [1]	53***	5,86	35.37**	2,11	21.96	1,26
R ²		0,23		0,24		0,11
Número de dias		1756		1756		1756
Número de emissões		55		55		55
$\kappa_3 - \delta_3$	48.71***	3,94	37.01*	1,70	11.35	0,41
$\kappa_1 - \delta_1$	-14.81*	-1,68	-12.46	-0,86	7.77	0,48

A intuição de esperarmos que informações sobre política econômica futura afetem apenas as taxas mais longas decorre do fato de a capacidade

de solvência atual do país ser observada pelos investidores. Quando um evento afeta apenas os spreads longos, significa que apenas o risco de moratória no futuro está mudando, o que é consistente com o fato das emissões estarem revelando informação sobre a trajetória futura da economia, e, assim, sobre a qualidade da política econômica.

A tabela (3.9) confirma nossa conjectura inicial de que o efeito informacional deveria ser mais presente nas taxas longas e tendo importância mínima para as mais curtas.

Tabela 3.10: Resultados Estrutura a Termo do Spread-Cotação de mercado

Regressões OLS dados diários de março/1998 à agosto/2005 para Δ_T Estrutura a Termo do Spread implícita no preço dos títulos externos soberanos brasileiros, sob a hipótese de que a curva zero-cupom brasileira é constante nos intervalos 1-3, 3-5, 5-7 e 7-15 anos, onde $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$; Modelo Básico são o EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR e a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; as indicadoras de duração são determinadas agrupando-se as emissões pela duração de Macaulay do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y relativo ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; todos os controles são indicadoras que assumem valor 1 dentro da janela de eventos e zero no resto da amostra; primeiro ano de mandato são os anos 1999 e 2003; os números entre colchetes denotam o número de emissões existentes para a estimação de cada coeficiente de duração; Controles Emissão e Modelo Básico omitidos por fins de exposição; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

Variáveis	Tamanho Janela(T)		4 dias	
	Janela		3-1-0	
	Maturidade ETS		1 a 3 anos	
	7 a 15 anos			
	Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
Modelo Básico				
Controles Emissão				
Indicadoras de Duração da emissão				
Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [25]	-2.53	-0,21	-5.83	-0,32
Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [13]	1.85	0,18	3.72	0,20
Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17]	1.46	0,15	-3.76	-0,22
Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato				
Emissões de 1 a 5 anos (κ_1) [8]	-18.14*	-1,73	-4.14	-0,36
Emissões de 5 a 7 anos (κ_2) [6]	-3.36	-0,26	-4.35	-0,38
Emissões de 7 a 15 anos (κ_3) [1]	57.8***	3,37	32.53	1,33
R2	0,21		0,22	
N	1704		2023	
Número de emissões	55		55	
$\kappa_3 - \delta_3$	56.34**	2,35	36.28	1,00
$\kappa_1 - \delta_1$	-15.61	-0,97	1.69	0,08

A estimação com maturidades da ETS como medida de reação dos investidores indica claramente a tendência declinante dos efeitos informacionais tanto em magnitude do efeito como em precisão da estimação, sendo que para o spread mais curto os efeitos não podem ser distinguidos de zero.

Na tabela (3.10), vemos que os resultados da tabela (3.9) são confirmados caso usemos a medida de ETS construída diretamente a partir das

cotações dos preços dos títulos. Os resultados perdem em precisão e também ficam menos robustos, o que acreditamos vir das inúmeras observações faltantes que este método gera.²⁰

As outras maneiras de se construir a ETS, descritas no apêndice B, levaram a resultados muito semelhantes. Concluimos, assim, que o mesmo efeito encontrado na seção 3.3.2 está presente quando utilizamos as maturidades longas da ETS como variável dependente. Esta evidência é consistente com o efeito de as emissões no Risco-Brasil ser decorrente de uma revelação informacional sobre a qualidade da política econômica futura.

²⁰Pela necessidade de um número mínimo de títulos negociados em cada dia, perdem-se observações não só no início como também no meio da amostra, o que prejudica a estimação principalmente se ocorrerem dias faltantes dentro da janela de uma emissão.

3.4.2

Um Painel com dez economias emergentes

Como um exercício preliminar para verificar se a evidência empírica encontrada não é um padrão específico do Brasil, realizamos regressão semelhante à proposta na seção 3.2 para um painel de dez economias emergentes.

Buscamos, no sistema Bloomberg, os países com um histórico razoável de emissão de dívida externa, o que nos levou a países como Rússia, com 11 emissões externas desde 1994, até países como Turquia com 63 emissões externas. Selecionamos então apenas países com ciclo político definido, i.e., com eleições para o cargo de Presidente, ou para primeiro ministro, ocorrendo regularmente em nossa amostra²¹ procedimento nos levou a 10 países emergentes. Eliminamos então diversas emissões por serem parte de programas de reestruturação de dívida ou por não estarem disponíveis todos os necessários. Este procedimento nos deixou com 383 emissões em 357 eventos distintos. Para o Brasil por exemplo perdemos uma emissão em relação ao experimento exclusivo do Brasil, uma vez que utilizamos dados do Banco Central.

Tabela 3.11: Prazo das emissões por país

Mediana do Prazo e volume calculados para as emissões incluídas no exercício, i.e. que atendessem todos os critérios para inclusão na regressão.

	Mediana	
	Prazo (anos)	Volume (US\$ Milhões)
Colombia	7,1	755
Líbano	7,0	300
México	5,1	750
Filipinas	10,0	929
Polônia	6,8	412
Russia	10,0	651
África do Sul	7,0	1170
Turquia	10,0	440
Uruguai	5,6	600
Brasil	10,0	225
Total	7,0	600

Este experimento complementar também é uma tentativa de contornar um ponto fraco do nosso exercício para o caso brasileiro, que é a baixa ocorrência de emissões de longo prazo no período pós-eleitoral. Para este experimento, porém, não dispomos da mesma abundância de informações específicas a cada emissão como no caso brasileiro, não podemos, por exemplo,

²¹Como fonte de informação para o ciclo político dos países utilizamos as informações da secretaria de estado norte-americana.

controlar por emissões que são trocas de títulos. O processo de emissão em cada país e até mesmo o ciclo político não são tão bem conhecidos quanto no caso brasileiro, mas, ainda assim, acreditamos que o experimento seja interessante e ajude a fazer o ponto deste trabalho.

Tabela 3.12: Distribuição das emissões por país e o ciclo eleitoral

Número de emissões ocorridas por período e por maturidade, onde a emissão é classificada como curto prazo se possui prazo menor que 6 anos e como longo prazo se possui prazo maior que 10 anos.

Período Maturidade	1994 -2005					
	Outros anos			Primeiro ano de mandato		
	Curto prazo	Médio prazo	Longo prazo	Curto prazo	Médio prazo	Longo prazo
Brasil	22	11	24	7	3	2
Colômbia	19	8	16	4	2	2
Líbano	19	6	7	1	1	0
México	14	13	27	2	1	2
Filipinas	13	4	13	2	1	3
Polônia	6	9	17	1	1	1
Rússia	3	3	5	0	1	1
África do Sul	3	5	9	2	1	2
Turquia	32	15	16	13	5	4
Uruguai	6	2	10	2	0	3
Total	137	76	144	34	16	20

Após estes critérios iniciais ficamos com dez países: Brasil, México, Colômbia, Turquia, África do Sul, Filipinas, Líbano, Uruguai, Rússia e Polônia. As emissões foram separadas pelo prazo de maturidade segundo dois critérios: primeiro escolhemos classificar emissões de curto prazo como as de maturidade menor que 6 anos e as de longo prazo as de mais de dez anos, escolha que se baseia no fato de que o horizonte de poder de um chefe de governo varia entre 4 e 8 anos, seja pelo duração de seu mandato, pela existência de reeleição ou pela possibilidade de exercer poder através da eleição de um sucessor. Este critério se chamará Ciclo Político. O segundo critério foi simplesmente calcular o prazo médio das emissões de cada país e classificar como curto prazo aquelas com prazo máximo de dois anos a menos que a média e como longo prazo as com prazo no mínimo dois anos a mais do que a média, critério que se chamará Média.

A tabela (3.12), construída a partir do critério político, mostra-nos que agora temos 34 observações de emissões de curto prazo no período pós-eleitoral e 20 observações de emissões de longo prazo neste mesmo período.

A tabela (C.2) apresenta os resultados para a estimação do painel

com efeito fixo²² para os dois critérios de agrupamento das emissões. Nestas regressões utilizamos como controles o EMBI expurgado do próprio peso do respectivo país no índice, a taxa de juros americana de 3 anos, indicadoras de mercado da emissão e indicadoras para mais de uma emissão no mesmo dia. O efeito informacional das emissões de curto prazo tem a mesma direção da evidência encontrada para o Brasil, sendo estatisticamente significativa a 10% no caso do critério Ciclo Político. A magnitude do efeito é da mesma ordem de grandeza da evidência brasileira, i.e., provoca uma redução aproximada de 17 pontos-base nos spreads. Apesar da direção da estimativa pontual para as emissões de longo prazo se coadunar com a evidência brasileira, o coeficiente não apresentou significância estatística e teve uma magnitude muito menor, da ordem apenas de 7 pontos-base.

Nossa leitura desta evidência é que o efeito informacional parece estar presente em outros mercados emergentes além do Brasil, mas o forte efeito das emissões de longo prazo encontrado no caso brasileiro parece ser fruto ou da especificidade do início do governo Lula, em que havia uma forte desconfiança dos investidores e uma altíssima assimetria informacional ou da especificidade das poucas observações que tínhamos de emissões de longo prazo em períodos pós-eleitorais. Uma conjectura que nos é mais favorável, e é consistente com a não observação do efeito mesmo que ele exista, é a possibilidade de que, em média, os gestores de dívida são conscientes das situações em que uma emissão de longo prazo emitiria um sinal negativo ao mercado, não fazendo emissões de maturidade longas nestes períodos. Estamos utilizando o ciclo eleitoral como *proxy* para variação na assimetria informacional, mas, infelizmente, para nosso experimento nem todo ano pós eleitoral é igual, muitos novos governos já são bastante conhecidos pelos mercados. Os resultados encontrados são consistentes com mais novos governos já conhecidos emitirem longo prazo, impedindo-nos assim, de captar o efeito estudado, mesmo que ele exista para os verdadeiramente novos governos. Esta dificuldade poderia ser contornada em pesquisa futura com um estudo mais aprofundado da história políticas e especificidades eleitorais de cada país.

Vale ressaltar que os resultados da tabela (C.2) não estão sendo conduzidos somente pelas emissões brasileiras, uma vez que os resultados permanecem mesmo que retiremos as emissões feitas pelo Brasil. Os resultados também permanecem caso permitamos que o coeficiente do EMBI expurgado varie com o país, mas se permitirmos que cada emissão tenha um efeito fixo diferente para cada país então o resultado para as emissões de curto prazo perde significância estatística, muito embora a direção da estimativa pontual

²²Estimação com efeito aleatório na tabela C-1 leva a resultados qualitativamente iguais.

$$\Delta_T S_{i,t} = c_i + \phi \Delta_T r_t + \alpha \Delta_T \Omega_{i,t} + \sum_{j=1}^{N(i)} \left\{ \chi + \sum_{l=1}^2 \Gamma_{\{M(E_{i,t})=l\}} \{ \delta_l + \kappa_l \Gamma_{\{PRIM(E_{i,t})=1\}} \} + Controles(E_{i,t}) \right\} \Gamma_{\{t \in J(E_{i,t})\}} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

Tabela 3.13: Resultados Painel-Efeito Fixo

Regressões com efeito fixo em um painel longitudinal de coeficientes constantes com dados diários de janeiro/2004 a Agosto/2005 para $\Delta_T Embi_Pais$ onde as indicadores de duração são determinadas agrupando-se as emissões pelo prazo do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y se refere ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; Controles Emissão são o mercado de emissão e o número de títulos emitidos dentro da mesma janela; Modelo Básico são a taxa de 3 anos da curva do Tesouro americano e para cada país o índice EMBI expurgado do peso do índice EMBI de cada país; Controles Emissão e Modelo Básico omitidos por fins de exposição. Estatísticas t são calculadas utilizando estimador Eicker-White-Huber. Significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente. Indicadora de emissões de Médio prazo foi omitida por razão de multicolinearidade.

Variáveis	Janela	4			
		3-1-0		3-1-0	
		Ciclo político		Média	
		Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
Modelo Básico					
Controles Emissão					
Indicadoras de Prazo da emissão					
Curto Prazo (δ_1) [171]		8.2	1.92	2.6	0.69
Longo Prazo (δ_3) [164]		-0.1	-0.03	-8	-1.17
Indicadoras de Prazo da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato					
Curto Prazo (κ_1) [34]		-16.1	-2.54	-10.5	-2.16
Longo Prazo (κ_3) [20]		3.0	0.59	0.2	0.02
R^2		0.1585		0.1585	
Número de dias		12370		12370	
Número de emissões		383		383	
$\kappa_1 - \delta_1$		-24.3***	2.64	-13.1*	1.79
$\kappa_3 - \delta_3$		3.1	0.84	8.2	0.53

permaneça. Atribuimos este resultado ao pequeno número de observações que temos de emissões em períodos pós-eleitorais para cada país; assim, ao permitirmos um efeito fixo da emissão para cada país, perdemos muitos graus de liberdade.

4 Conclusão

Neste trabalho, argumentamos pela relevância de um canal informacional nas emissões de dívida externa soberana. Mostramos, por meio de um modelo simples que um custo político de reestruturação de dívidas abre espaço para que governos com políticas de melhor qualidade consigam revelar de maneira crível ao mercado seu tipo através de emissões de maturidade menores que o ótimo sob ausência de assimetria informacional (*first best*). O modelo implica, assim, que em momentos em que o equilíbrio com revelação é o relevante, emissões geram grandes variações de spread. Indica ainda que quanto maior a assimetria mais pronunciados serão estes movimentos. Levamos estas implicações aos dados utilizando o ciclo político como *proxy* para a variação no nível de assimetria informacional entre governo e investidores. A idéia é simples: governos só revelam crivelmente suas preferências através de políticas adotadas, promessas de melhoria fiscal raramente ganham crédito do mercado antes que sejam realmente implementadas. Usando esta idéia, dividimos as emissões entre aquelas feitas em períodos em que o mercado havia observado pouco a política econômica (até um ano após posse de novo governo) e as feitas em períodos onde já se havia observado o governo em ação (o restante do período).

Os resultados encontrados nos exercícios empíricos sugerem uma forte relevância das emissões de curto prazo como um canal de sinalização positiva e alguma relevância das emissões de longo prazo como um canal de sinalização negativa, podendo ser resumidos como: (i) emissões de curto prazo até um ano após eleições (PRIM) tem o efeito em adicional¹ de reduzir o Risco-Brasil entre 12 e 48 pontos-base; (ii) as emissões curtas em PRIM afetam somente as taxas longas da estrutura a termo do spread-fato consistente com a intuição de que a variação nos spreads vem de uma revelação sobre a qualidade da política econômica futura; (iii) conduzindo estimação semelhante ao caso brasileiro para um painel de dez economias emergentes, encontramos que emissões de curto prazo reduzem em média o spread soberano de cada país em 18 pontos-base; (iv) encontramos um efeito de mais de 80 pontos-base para as emissões de

¹adicionalmente ao efeito das emissões de curto prazo em períodos regulares

longo prazo em PRIM- resultado que é enfraquecido por observarmos apenas uma emissão de longo prazo em PRIM. O resultado, porém, permanece caso classifiquemos duas emissões próximas² ao período pós-eleitoral como PRIM; (v) assim como as emissões curtas as de longo prazo aumentam apenas os spreads das taxas longas da ETS; (vi) no exercício de painel, encontramos uma estimativa pontual que indicaria uma sinalização negativa das emissões de longo prazo, mas com magnitude de apenas 6 pontos-base e nenhuma significância estatística.

Os resultados empíricos, interpretados à luz dos modelos teóricos discutidos, indicam que riscos específicos ao país, particularmente aqueles gerados por uma má condução da política econômica, não devem ser evitados por meio de estratégias de seguro como emissões de longo prazo, uma vez que nestas situações, o próprio fato de o governo comprar seguro revela informação ao mercado sobre seu tipo e sobre sua disposição de conduzir as reformas necessárias para evitar o risco de crise em sua forma mais fundamental, i.e., variações nos fluxos de caixa do governo.

Este trabalho busca aperfeiçoar nosso entendimento sobre a relevância do canal informacional durante emissões de dívida e do *trade off* entre risco de refinanciamento e custo de financiamento para a decisão de prazo da dívida soberana. Possíveis extensões incluem um refinamento do estudo com dados em painel e a investigação de outros fenômenos informacionais durante as emissões de dívida externa.

²Emissões até dez dias úteis após o primeiro ano de mandato.

Referências Bibliográficas

- [1] Allen, F. and Faulhaber, "Signaling by Underpricing in the IPO Market", *Journal Of Financial Economics*, Vol. 23, p. 303-323, 1989.
- [2] Barbosa, Cristiano "Parada brusca de financiamento externo: fatores políticos, efeitos reais", Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, 2004.
- [3] Barclay, Michael, e Smith, Clifford "The maturity structure of corporate Debt", *The Journal of Finance*, vol. 50, p. 609-631, 1995.
- [4] Berger, Allen, Espinosa-Vega, Marco, Frame, Scott, e Miller, Nathan "Debt Maturity, Risk, and Asymmetric Information", *The Journal of Finance*, vol. 60, n. 6, p. 2895-2923, 2005.
- [5] Block, Steven, Schrage, Burkhard N., e Vaaler, Paul M. "Democracy's Spreads: Elections and Sovereign Debt in Developing Countries" William Davidson Institute Working Papers Series, No. 575, 2003.
- [6] Bonomo, Marco, e Terra, Maria "Special Interests and Political Business Cycles", *Ensaio Econômico da EPGE*, No 597, EPGE-FGV, 2005.
- [7] Calvo, Guillermo, e Guidotti, Pablo "Optimal Maturity of Nominal Government Debt: An Infinite Horizon Model", *International Economic Review*, vol. 33, n. 4, p. 895-919, 1992.
- [8] Campbell, John Y., Lo, Andrew W., e MacKinley, A. C. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.
- [9] Cantor, Richard, e Packer, Frank "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 2, No. 2, p. 37-53, 1996.
- [10] Cline, William, e Barnes, Kevin "Spreads and Risks in Emerging Market Lending", *Research Paper*, Institute for International Finance, No. 97-1, 1997.
- [11] Dewatripont, M., e Tirole, J. "A Theory of Debt and Equity: Diversity of Securities and Manager-Shareholder Congruence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, p. 1027-54, 1994.

- [12] Drudi, Francesco, e Prati, alessandro “Signaling Fiscal regime sustainability”, *European Economic Review*, vol. 44, p. 1897-1930, 2000.
- [13] Duffie, Darrell, Pedersen, Lasse, e Singleton, Kenneth “Modeling Sovereign Yield Spreads: A Case Study of Russian Debt”, *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 1, p. 119-59, 2003.
- [14] Eichengreen, Barry, e Mody, Ashoka “What explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?”, *NBER Working Paper*, No. 6408, 1998.
- [15] Flannery, Mark “Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice”, *The Journal of Finance*, vol. 41, n. 1, p. 19-37, 1986.
- [16] Frankel, Jeffrey A., e Rose, Andrew K. “Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment” *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, No. 534, 1996.
- [17] Giavazzi, Francesco, e Pagano, Marco “Confidence Crises and Public Debt Management” *NBER Working Papers* No. 2926, 1989.
- [18] Goldfajn, Ilan, e Valdés, Rodrigo “Balance of Payment Crises and Capital Flows: The role of Liquidity”, *Documentos de Trabajo Del Banco Central do Chile*, 1995.
- [19] Guedes, Jose, e Opler, Tim “The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues”, *The Journal of Finance*, vol. 51, n. 1, p. 1809-1833, 1996.
- [20] Johnson, Shane “Debt Maturity and the Effects of Growth Opportunity and Liquidity Risk on Leverage”, *Review of Financial Studies*, vol. 16, p. 209-236, 2003.
- [21] Lucas, Robert, e Stokey, Nancy “Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, p. 55-94, 1983.
- [22] Missale, Alessandro, Giavazzi, Francesco, e Benigno, Pierpaolo “How is Debt Managed? Learning from Fiscal Stabilizations”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, n. 3, p. 443-69, 2000.
- [23] Missale, Alessandro, e Benigno, Pierpaolo “High Public Debt in Currency crises: fundamentals versus signaling effects”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, p. 165-188, 2004.

- [24] Mondria, Jordi “Financial Contagion and Attention Allocation”, Working paper, Princeton University, 2006.
- [25] Neumeyer, Pablo A., e Perri, Fabrizio “Business Cycles in Emerging Markets: The Role of Interest Rates”, manuscript, New York University, 2001.
- [26] Obstfeld, Maurice “The Logic of Currency Crises”, NBER working papers, No. 4640, 1994.
- [27] Ross, S. “The Determination of Financial Structure: The Incentive Signaling Approach”, *Bell Journal of Economics*, vol. 8, p. 23-40, 1977.
- [28] Scherr, Frederic, e Hulburt, Heather “The Debt Maturity Structure of Small Firms”, *Financial Management*, vol. 30, p. 85-111, 2001.
- [29] Stohs, Mark, e Mauer, David “The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure”, *Journal of Business*, vol. 69, p. 279-312, 1996.
- [30] Uribe, Martin, e Yue, Vivian Z. “Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?” NBER Working Papers, No. 10018, 2003.
- [31] Zwiebel, J. “Dynamic Capital Structure under Managerial Entrenchment”, *American Economic Review*, vol. 86, p. 1197-1215, 1996.

A Especificação

A.1

Persistência das emissões e efeito de variáveis macro: uma especificação em diferenças

A especificação da equação (3-2) impõe que as emissões tenham um efeito temporário, pois a variável indicadora é uma função impulso, que não altera a média incondicional do processo. As emissões são modeladas como um choque que se dissipa a mesma velocidade que o processo reverte à média, estando implícito que a informação revelada pela emissão perde valor a esta mesma velocidade, esta hipótese arbitrária poderia ser contornada modelando explicitamente esta taxa de decaimento.

$$S_t = \mu + \varphi S_{t-1} + \phi r_t + \alpha \Omega_t + \eta \sigma_t + \sum_{i=1}^N \Theta^{[t-\tau(E_i)]} \beta(E_i) \Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i + \omega_t \quad (\text{A-1})$$

Onde $\Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i$ é uma função degrau específica a cada emissão¹, desta forma se Θ fosse um, a emissão teria um efeito permanente no nível do spread, enquanto que se fosse igual a ϕ , as equações (A-1) e (3-2) seriam idênticas. Neste estudo não estamos preocupados em estimar Θ , mas apenas em impedir que ele prejudique a estimação de β , o que pode ser resolvido através de uma especificação em diferenças.

Estimar a regressão em diferenças resolve outro problema importante que é a omissão de variáveis macroeconômicas da lei de movimento dos spreads. No curto prazo este é um problema pequeno², mas a omissão destas em períodos relativamente longos implicaria em diversas mudanças de regime ao longo de nossa amostra³. Uma forma de modelar de forma reduzida a influência da macroeconomia nos spreads é através de uma influência em μ , e desta forma na média incondicional do processo.

¹Le assume valor zero antes de $\tau(E_i)$ e um após $\tau(E_i)$

²Uma vez que variáveis macroeconômicas têm frequência de variação no máximo mensal e estamos realizando estimação com frequência diária.

³Uma vez que ao longo do período estudado houve mudança profunda nos fundamentos macroeconômicos brasileiros.

$$S_t = \mu(\text{Variáveis Macro}) + \varphi S_{t-1} + \phi r_t + \alpha \Omega_t + \eta \sigma_t + \sum_{i=1}^N \Theta^{[t-\tau(E_i)]} \beta(E_i) \Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i + \omega_t \quad (\text{A-2})$$

Das regressões de Fama e Bliss (1986) sabemos que taxas de juros são processos extremamente persistentes, ainda mais quando observados em alta frequência. Logo como não estamos preocupados em fazer previsão, podemos sem perda estimar (A-2) em diferenças que ficaria:

$$\Delta S_t = \varphi \Delta S_{t-1} + \phi \Delta r_t + \alpha \Delta \Omega_t + \eta \Delta \sigma_t + \left\{ \sum_{i=1}^N (\Theta^{[t-\tau(E_i)]} \Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i - \Theta^{[(t-1)-\tau(E_i)]} \beta(E_i) \Psi_{\{\tau(E_i)=t-1\}}^i) \beta(E_i) \right\} + \omega_t - \omega_{t-1} \quad (\text{A-3})$$

Manipulando o somatório entre parênteses da expressão (A-3) podemos simplificar a expressão.

$$\begin{aligned} \Rightarrow \sum_{i=1}^N (\Theta^{[t-\tau(E_i)]} \Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i - \Theta^{[(t-1)-\tau(E_i)]} \Psi_{\{\tau(E_i)=t-1\}}^i) \beta(E_i) & \quad (\text{A-4}) \\ \Rightarrow \sum_{i=1}^N \Theta^{[t-\tau(E_i)]} (\Psi_{\{\tau(E_i)=t\}}^i - \Psi_{\{\tau(E_i)=t-1\}}^i) \beta(E_i) + (\Theta - 1) \Theta^{[(t-1)-\tau(E_i)]} \beta(E_i) \\ \Rightarrow \sum_{i=1}^N \underbrace{\Theta^{[t-\tau(E_i)]} (\Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}})}_{(*)} \beta(E_i) + \underbrace{(\Theta - 1) \Theta^{[(t-1)-\tau(E_i)]}}_{(**)} \beta(E_i) \\ \approx \sum_{i=1}^N \Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}} \beta(E_i) \\ \text{pois, } |(**)| < 0.06 \end{aligned}$$

No penúltimo passo de (A-4) apenas utilizou-se o fato de que a primeira diferença de uma função degrau gera uma função impulso que assume valor 1 apenas no momento da emissão. No último passo utilizamos primeiramente o fato da função impulso acender apenas no dia da emissão, fazendo com que (*) assumira valor zero fora de dias de emissão. Realizamos uma análise de sensibilidade para entender como o termo (**) se comporta em função de Θ e da distância entre emissões e encontramos que no pior caso o termo assume valor 0.06, com distância de 5 dias e Θ de 0.8. O valor de 0.06 em si já seria desprezível, mas poderia introduzir um pequeno viés de variável omitida. Ocorre, no entanto, que a mediana da distância entre emissões da nossa amostra é maior que 50 dias, sendo a média maior ainda, situação

em que a magnitude do termo omitido fica completamente insignificante. A especificação em diferenças fica da forma:

$$\Delta S_t = \varphi \Delta S_{t-1} + \phi \Delta r_t + \alpha \Delta \Omega_t + \eta \Delta \sigma_t + \sum_{i=1}^N \Gamma_{\{\tau(E_i)=t\}} \beta(E_i) + \xi_t \quad (\text{A-5})$$

Em dois dos nossos exercícios utilizamos um índice de títulos como nossa variável dependente (índices da família EMBI). Como todo índice a composição do índice varia no tempo de acordo com alguns critérios, como liquidez e valor da emissão, para definir a inclusão e os pesos dos títulos. No início de nossa amostra os índices eram, principalmente para o Brasil, extremamente concentrados em títulos da dívida renegociada. Este títulos possuíam características específicas como opções embutidas ou colateralização parcial com títulos do tesouro americano. Propriedades que não impedem o uso destes títulos como medida de variação no risco soberano, mas exigem certo cuidado, uma vez que a relação dos preços dos títulos da dívida antiga com o risco soberano é diferente da relação que os títulos novos possuem. A abordagem em diferenças concentra em variações de curtíssimo prazo atenuando efeitos de mudanças de composição do índice na estimação, uma vez que estas mudanças se dão em frequências menores. Por precaução controlamos, para o caso brasileiro, a estimação por troca de títulos da dívida antiga por dívida nova e até volume acumulado de trocas, mas tais controles não alteram nossos resultados.

A.2

Identificando o efeito informacional e o problema de variáveis não observáveis

Na equação (A-5) o parâmetro de interesse β é uma função da emissão. Para levar aos dados e realizar nosso teste temos que restringir a forma como este depende da emissão. Sabemos que a teoria indica que emissões de maturidade longa têm o efeito esperado de aumentar os spreads em momentos de alta assimetria informacional e as de curto prazo o efeito de dar uma sinalização positiva ao mercado, reduzindo os spreads. Desta maneira β precisa ser função de alguma medida de maturidade. A teoria indica ainda que este efeito deve variar com o grau de assimetria informacional entre emissor e investidor no momento da emissão, β deve ser função de alguma proxy de assimetria informacional, assim $\beta = \mathfrak{F}(M, A)$, onde M denota a maturidade da emissão e A a assimetria informacional emissor-investidor:

$$\frac{\partial^2 \mathfrak{F}}{\partial M \partial A} \neq 0$$

Além destas duas características indicadas diretamente pelos modelos, existem outras particularidades das emissões cujo efeito não estamos interessados, mas que podem ser importantes controles. Algumas destas características são disponíveis e podem ser incluídas na regressão: mercado de emissão, diretor responsável, volume, se durante a emissão ocorre uma troca de títulos⁴, se a emissão é uma reabertura⁵ de um título já negociado, a diferença entre o spread efetivo de colocação do título e um spread de referência, número de bancos líderes, tempo depois da última emissão (período de ausência dos mercados internacionais) e volume da emissão.

Existem, porém outras variáveis que não observamos e poderiam, em tese, enviesar nossa estimação. Uma destas seria o tipo dos investidores que compram o título na emissão, que apesar de não ser uma variável pública, sabemos que se difunde no mercado através de boatos. O tipo do investidor poderia afetar o spread através de dois canais: sua informação privada e seu horizonte de investimento. A entrada de investidores mais informados na emissão emitiria uma sinalização positiva para o mercado, fazendo o spread diminuir. Entretanto no mercado de dívida soberana é especialmente difícil classificar investidores como desinformados, uma vez que é um mercado dominado por *Hedge Funds* e bancos de investimento, instituições que possuem estrutura de pesquisa própria e investem em aquisição contínua de informação.

O canal do horizonte do investidor, porém, nos parece mais relevante para este estudo. Investidores institucionais como fundos de pensão, companhias de seguro e até mesmo tesouraria de empresas possuem um horizonte de negócios mais longo, carregam a posição por mais tempo, sendo muito mais relutantes⁶ em seguir as ondas de curto prazo do mercado. Este comportamento poderia diminuir o spreads através da redução de volatilidade e também ao sinalizar uma confiança nos fundamentos de longo prazo do país.

Outra característica importante é o tamanho do *Book* da emissão comparado ao volume efetivo da captação, informação que frequentemente é divulgada em jornais no dia da emissão e sempre é difundida através de boatos no mercado. O mecanismo de emissão abre espaço para que ao preço de emissão

⁴Ao longo do período estudado houve uma gradual substituição de títulos da dívida antiga, fruto do plano Bradies, por títulos da dívida nova. Esta substituição ocorria antes do vencimento da dívida antiga e ocorria através do uso de dívida antiga como “moeda” para aquisição parcial de emissões de dívida nova.

⁵Muitas vezes a autoridade escolhe não emitir um novo título, mas apenas aumentar a oferta de um título que já existe em mercado. Pode tomar esta decisão por questões de liquidez, maior agilidade da captação e assim aproveitar uma boa janela de oportunidade. Efeito curioso encontrado ao longo deste estudo é que depois de controlado por variações no EMBI BR os títulos sistematicamente se valorizam antes das reaberturas e se desvalorizam depois, sugerindo que a autoridade emissora esteja “operando” o mercado.

⁶Talvez por algum custo de transação maior ou tamanho de suas posições.

frequentemente exista mais demanda pelo título do que o volume de emissão⁷, desta maneira este excesso de demanda observado pelo mercado no momento da emissão poderia informar aos investidores alguma coisa que não esteja nos preços dos títulos. Para isso basta que no mercado secundário não exista liquidez suficiente, induzindo grandes investidores a só aumentarem suas posições em emissões primárias, deste modo investidores podem inferir de uma razão *Book/oferta* alta que grandes investidores querem entrar no mercado ou aumentar suas posições aos dados preços⁸, gerando uma reação no preço dos títulos.

Neste estudo estamos interessados em estimar o efeito da maturidade e da assimetria. A omissão das variáveis tipo de investidor e razão *Book/oferta* só geram um problema grave para nossa estimação caso estejam sistematicamente relacionadas com a maturidade da emissão, que em última instância é o efeito que desejamos medir. Analisando os dados de tipo de investidor que obtivemos para 16 emissões, não encontramos uma relação óbvia e mesmo que exista, esperaríamos que investidores de horizonte longo participassem mais frequentemente em emissões de longo prazo. Se esta conjectura é verdade e a participação deles reduz spreads pelos argumentos já discutidos anteriormente, então a omissão do controle tipo de investidor enviesaria o nosso estimador do efeito de emissões de longo prazo para baixo, o que é um viés contrário ao efeito que estamos interessados neste trabalho.

A razão *Book/oferta* só obtivemos para 8 emissões e também não parece haver uma relação sistemática entre alta demanda e maturidade. Conversamos com alguns dos responsáveis por decidir e acompanhar as emissões externas do Banco Central e parece ser consenso que não existe qualquer relação entre um maior sucesso da emissão e a maturidade do título, dependendo muito das demandas momentâneas dos investidores e o sucesso do emissor em fornecer um título adequado.

Desta forma o parâmetro β terá a seguinte forma $\beta = \mathfrak{F}(M, A, C)$, onde C são os controles, mais precisamente a especificação básica de \mathfrak{F} estimada será⁹:

⁷Existe vasta literatura teórica e empírica em finanças corporativas tentando entender este fenômeno para emissões primárias de ações.

⁸A demanda total pela emissão deve ser vista com cautela, uma vez que existem incentivos para os investidores inflarem suas demandas para garantirem a compra do volume efetivamente desejado. Isto ocorre pois sabem que as demandas serão rateadas uma vez que a oferta seja ultrapassada pela demanda. Existem, porém, custos associados a inflar a demanda, como por exemplo comprar mais título do que se deseja. Desta maneira o tamanho do *Book* poderá revelar alguma informação.

⁹Diversas variações em torno da forma (A-6) são também experimentadas, principalmente através da inclusão de controles adicionais.

$$\beta(E_i) = \chi + \sum_{j=1}^m \Gamma_{\{M(E_i)=j\}} \{ \delta_j + \kappa_j \Gamma_{\{PRIM(E_i)=1\}} \} + \quad (A-6)$$

$$+ \lambda_1 \Gamma_{\{T(E_i)=1\}} + \lambda_2 \Gamma_{\{R(E_i)=2\}} + \sum_{j=1}^4 \lambda_{2+j} \Gamma_{\{G(E_i)=j\}} + \sum_{j=1}^6 \lambda_{6+j} \Gamma_{\{D(E_i)=j\}}$$

Onde $T(E_i)$ indica se ocorreu uma troca de títulos durante a emissão, $R(E_i)$ se a emissão foi uma reabertura de um título já negociado, $G(E_i)$ indica o mercado em que foi feita a emissão e $D(E_i)$ indica o diretor responsável pela emissão.

A.3

Incerteza sobre o momento de revelação da informação

Decisões de autoridades econômicas têm vastas implicações para os preços de ativos e os investidores constantemente monitoram sinais, boatos, qualquer ação que possa indicar uma decisão futura. Esta incessante determinação de prever ações um passo a frente tem como objetivo apostar nos ganhos que decisões não totalmente apreçadas geram. No contexto de emissões de dívida externa não poderia ser diferente, e alguma antecipação do evento, por mais sigiloso que o processo seja, sempre pode ocorrer. Ao menos teoricamente atrasos na reação do mercado também seriam possíveis, mas é praxe que as emissões sejam feitas na abertura do mercado e o emissor evite dias próximos a feriados ou de esperada baixa liquidez, tornando esta possibilidade pouco plausível.

Como é usual na literatura de análise de eventos¹⁰ definiremos uma janela de evento, i.e. um período em que o comportamento dos spreads não predito pelo modelo básico será atribuído ao evento estudado. A escolha desta janela não se dá sem algum grau de arbitrariedade, mas mostraremos que os resultados são bastante robustos à variações na definição da janela. A literatura de oferta inicial de ações (IPO), por exemplo, utiliza-se de janelas de até 50 dias. O evento aqui estudado é muito mais regular e de concretização muito mais ágil (entre decisão e emissão), dessa forma procuramos por um tamanho de janela bem menor. Nossa janela básica possui quatro dias, incluindo os três dias anteriores à emissão e o próprio dia da emissão. Alteramos assim a especificação (A-5) para uma que contemple o fato de não observarmos precisamente o momento em que os investidores ficam sabendo da emissão.

¹⁰Ver Campbell, Lo e Mackinlay (1997)

$$\Delta_T S_t = \varphi \Delta_T S_{t-T} + \phi \Delta_T r_t + \alpha \Delta_T \Omega_t + \eta \Delta_T \sigma_t + \sum_{i=1}^N \{ \Gamma_{\{t \in J(E_i)\}} \beta(E_i) \} + \xi_t \quad (\text{A-7})$$

Onde T é o tamanho da janela do evento e $J(E_i)$ é uma correspondência que define a janela de evento para cada emissão. estamos interessados na diferenças $\kappa_j - \delta_j$, i.e como o comportamento das emissões de maturidades diferentes varia com a assimetria informacional. Note ainda que na expressão (A-7) estamos usando o fato de que a janela é pequena, pois estamos omitindo o parâmetro de decaimento Θ . Como a maior janela utilizada neste experimento é de cinco dias isto não é um problema, apenas enviesando levemente os resultados na direção de atenuar os coeficientes estimados, não prejudicando nosso experimento.

A.4

A hipótese de ausência de choques idiossincráticos e outras alterações na especificação do modelo básico

Medidas de volatilidade aumentam marginalmente muito pouco o poder de explicação do modelo básico. O componente auto regressivo da variável dependente também não desempenha papel algum nas regressões. Escolhemos então omitir estes dois termos de nossas regressões¹¹. É padrão na literatura que estuda eventos no mercado acionário a hipótese de identificação de que dentro da janela de evento toda variação não predita pelo modelo é consequência do evento. E nestes modelos, assim como em nossa especificação padrão, não existe qualquer variável que controle por choques idiossincráticos ao ativo estudado. A literatura necessita desta hipótese, pois não existe variável de frequência diária que possa controlar choques específicos a firma. No nosso caso podemos tentar enfraquecer esta hipótese ao utilizar variáveis que controlem ao menos parcialmente choques específicos ao país. Esta tentativa não se dá sem alguns problemas de endogeneidade. Nossa idéia é incluir o câmbio como proxy para choques específicos ao País.

Seja nossa economia para um país i dada por:

$$\Delta S_{i,t} = \alpha \Delta \Omega_t + \phi \Delta r_t + \nu_{i,t} + f(E_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A-8})$$

$$\Delta C_{i,t} = \gamma \Delta S_{i,t} + \rho \Delta r_t + \nu_{i,t} + \omega_{i,t} \quad (\text{A-9})$$

Onde $f(E_{i,t})$ é alguma função linear das características da emissão do país

¹¹Muito Embora a inclusão de medidas de volatilidade ou componente auto regressivo não modifiquem de forma alguma nossos resultados.

i ocorrida em t , $C_{i,t}$ denota o câmbio do país i e estamos supondo em (A-8) e (A-9) que o efeito de variações na “aversão ao risco internacional” é toda transmitida ao câmbio via movimentos no spread. Estamos supondo que existem dois tipos de choques um comum que afeta câmbio e spread ($\nu_{i,t}$) e dois choques $\omega_{i,t}$ e $\varepsilon_{i,t}$ que afetam câmbio e spread respectivamente. Manipulando (A-9) chegamos a,

$$\nu_{i,t} = \Delta C_{i,t} - \gamma \Delta S_{i,t} - \rho \Delta r_t - \omega_{i,t} \quad (\text{A-10})$$

Substituindo (A-10) em (A-8) chega-se a,

$$\Delta S_{i,t} = \alpha \Delta \Omega_t + \phi \Delta r_t + (\Delta C_{i,t} - \gamma \Delta S_{i,t} - \rho \Delta r_t - \omega_{i,t}) + f(E_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A-11})$$

$$(1 + \gamma) \Delta S_{i,t} = \alpha \Delta \Omega_t + (\phi - \rho) \Delta r_t + \Delta C_{i,t} + f(E_{i,t}) + (\varepsilon_{i,t} - \omega_{i,t}) \quad (\text{A-12})$$

$$\Delta S_{i,t} = \frac{\alpha}{1 + \gamma} \Delta \Omega_t + \frac{\phi - \rho}{1 + \gamma} \Delta r_t + \frac{1}{1 + \gamma} f(E_{i,t}) + \frac{1}{1 + \gamma} \Delta C_{i,t} + \frac{\varepsilon_{i,t} - \omega_{i,t}}{1 + \gamma} \quad (\text{A-13})$$

Assim se fizermos $\Delta S \rightarrow [\Delta \Omega, \Delta r, \Delta C, f(E)]$ estaremos controlando para os choques comuns $\nu_{i,t}$, mas incorrendo em um viés de atenuação na estimação de $f(E_{i,t})$, visto que $\gamma > 0$. Sob a luz destes argumentos acreditamos que seja válida a inclusão do câmbio como variável de controle: incorre-se numa perda pelo viés de atenuação, mas ganha-se ao controlar por certos tipos de choques que afetam simultaneamente os dois mercados. Apresentamos então nas tabelas (A.1) e (A.2) os mesmos resultados das regressões feitas na seção 3.3.2.

O efeito da inclusão do câmbio nestas regressões parece ir em direção as conjecturas levantadas acima. As regressões com câmbio possuem estimativas pontuais sempre mais atenuadas, às vezes perdendo significância, não por um aumento do erro padrão, mas por esta diminuição da magnitude das estimativas pontuais. A comparação feita na tabela (A.1) deixa este ponto bastante claro. Claro que é impossível argumentar que esta diminuição decorre dos problemas levantados aqui ou simplesmente do fato da variável câmbio estar atuando como controle e explicando corretamente parte da variação que estamos atribuindo à emissão de dívida. O fato, porém, de em todas as regressões o câmbio atenuar as estimativas reforça nossa conjectura inicial, i.e. controla choques específicos ao Brasil, mas também capta um pouco do efeito

Tabela A.1: Incluindo câmbio como controle-Resultados

Regressões OLS dados diários de janeiro/1995 à agosto/2005 para Δ_T EMBI BR (Índice EMBI para títulos brasileiros), onde $\Delta_T X_t = X_t - X_{t-T}$; EMBI expurgado consiste do índice EMBI descontado o peso do índice EMBI BR; Tsy 3 anos é a taxa de 3 anos implícita na curva do tesouro americano; câmbio é a taxa de câmbio Real/Dólar; as indicadores de duração são determinadas agrupando-se as emissões pela duração de Macaulay do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y relativo ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; todos os controles são indicadores que assumem valor 1 dentro da janela de eventos e zero no resto da amostra; primeiro ano de mandato são os anos 1995, 1999 e 2003; os números entre colchetes denotam o número de emissões existentes para a estimação de cada coeficiente de duração; estatísticas t são calculadas utilizando Newey-West com oito defasagens; significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente.

Variáveis	Tamanho Janela (T)		4		
	Janela	3-1-0	2-1-1	t-Stat	
Modelo Básico					
Δ_T EMBI expurgado		0,94***	15,78	0,94***	15,80
Δ_T Tsy 3 anos		-38,62***	-3,85	-39,35***	-3,91
Δ_T Câmbio		573,29***	6,22	572,92***	6,22
Controles Emissão					
Emissão		1,84	0,27	7,82	1,07
Troca		-9,55	-1,47	-6,68	-1,28
Reabertura		0,93	0,25	1,95	0,56
Yen		-19,2***	-3,68	-20,64***	-3,45
Euro		-6,21	-1,23	-5,16	-1,14
Pré-Euro		-3,88	-0,62	-12,32*	-1,95
Demosthenes		-10,33**	-2,00	-6,44	-1,26
Gleizer		-5,73	-0,85	-10,58	-1,46
B.Parnes		4,97	0,63	0,54	0,07
Schwartzman		-7,14	-0,83	-7,39	-0,84
Tesouro		9,76	0,97	3,91	0,40
Indicadoras de Duração da emissão					
Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [34]		7,42	1,36	5,62	0,99
Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [19]		10,87	1,60	6,3	1,03
Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17]		5,2	0,76	4,74	0,71
Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato					
Emissões de 1 a 5 anos (κ_1) [10]		-5,86	-1,19	-6,99	-1,484665
Emissões de 5 a 7 anos (κ_2) [6]		-5,82	-0,93	-6,42	-1,189767
Emissões de 7 a 15 anos (κ_3) [1]		34,04***	3,35	33,28***	3,081526
R ²			0,6765		0,676483
Número de dias			2517		2517
Número de emissões			70		70
$\kappa_3 - \delta_3$		28,84**	2,01	28,54135*	1,87
$\kappa_1 - \delta_1$		-13,28*	-1,92	-12,60*	-1,82

das emissões no spread brasileiro.

Assim a inclusão da variável câmbio nos levou a resultados semelhantes aos encontrados na seção 3.3.2.

A.5

Interpretação dos coeficientes estimados: Simulações

Para entendermos como este procedimento se comporta sob diferentes especificações para a lei de movimento do processo real e sob diferentes padrões de revelação de informação recorreremos a técnica de simulação de Monte Carlo.

Para cada especificação geramos 500 trajetórias diferentes, em que cada trajetória tem um tamanho de 2500 dias (aproximadamente o tamanho de nossa amostra). Queremos testar a robustez do procedimento adotado sobre três variações básicas: Mudança de regime, variações no momento de revelação de informação, persistência do efeito da informação revelada pela emissão e a presença de raiz unitária .

Além de simular um processo da forma,

$$S_t = \mu + \phi S_{t-1} + v_t, v_t \sim N(0, \sigma) \quad (\text{A-14})$$

Temos que simular a ocorrência de emissão, o processo de aprendizado do mercado e o efeito da emissão no spread.

$$S_t = \mu + \phi S_{t-1} + \sum_{i=1}^N \theta^{[t-\tau(E_i)]} \beta(E_i) \Gamma_{\{\tau(E_i) \in J(E_i)\}}^i + \omega_t, \omega_t \sim N(0, \sigma) \quad (\text{A-15})$$

Onde cada variável da economia simulada é gerada da seguinte forma:

- O τ observado: Para cada dia da amostra sorteamos $\epsilon_t \sim U(0, 1)$, ocorrendo emissão sempre que $\epsilon_t < \frac{70}{2500} \left(\frac{\text{Número de Emissões}}{\text{Total de dias}} \right)$.
- O τ verdadeiro: Modelamos o processo de revelação de informação primeiramente como variáveis determinísticas, mas não observáveis pelo econometrista, i.e. ocorrendo sempre três dias antes da emissão observada, ou sempre um dia antes, mas sempre ocorrendo dentro da janela escolhida pelo econometrista. Também modelamos como uma variável aleatória em que o momento de emissão varia de emissão para emissão.
- O N : o número de emissões vai ser observado precisamente pelo econometrista e será N onde $N = \sum_{t=1}^{2500} \Psi_{\{\epsilon_t < \frac{70}{2500}\}}$.
- O β : Para o efeito da emissão no spread utilizamos basicamente uma variável determinística, uma vez que conhecemos bem como o estimador MQO comporta-se em um contexto com β aleatório.
- O θ : Realizamos estas mesmas simulações para diferentes taxas de decaimento do efeito informacional.

A conclusão básica do exercício foi que o procedimento recupera o verdadeiro valor de beta, mas enviesa este no sentido de atenuar a magnitude

do efeito. Este viés vem principalmente do momento em que a revelação da informação acontece. Caso toda informação seja revelada ao mercado no primeiro dia da janela escolhida pelo econometrista então a atenuação será zero e recuperamos o verdadeiro coeficiente, agora se a revelação ocorre no último dia da janela o coeficiente estimado será o coeficiente verdadeiro dividido pelo tamanho da janela. Para revelações entre estes dois extremos os coeficientes recuperados ficarão entre estes limites, desta forma, sob a hipótese de que toda revelação de informação ocorre dentro da janela de evento escolhida, teremos que os coeficientes apresentados na próxima seção devem ser interpretados da seguinte maneira:

Suponha que a estimação MQO do parâmetro recupere 10 pontos-base como efeito da emissão no spread. Suponha ainda que o tamanho da janela seja de 4 dias. Então o verdadeiro das emissões no spread é maior ou igual a 10 pontos-base e menor ou igual a 40 pontos-base.

B

Construindo a Estrutura a Termo do Spread

B.1

A curva Zero Cupom Bloomberg (ZCB)

A curva disponibilizada pela Bloomberg a partir de 17 de março de 1998 possui 14 maturidades¹. Como o nome diz é uma curva cupom zero e, portanto, uma estrutura a termo de taxa de juros. Ela é construída apenas a partir de títulos globais brasileiros, i.e. título da dívida nova emitidos em dólar. Como sabemos que estes títulos pagam cupom e não existem em número suficiente² para que calculemos a ETTJ a partir da resolução de um sistema de equações não lineares³, então a curva da Bloomberg é fruto de algum tipo de interpolação⁴. No gráfico (B.1) vemos que a duas maturidades da curva ZCB apresentam um comportamento muito próximo ao do EMBI BR. Para gerarmos a ETS ilustrada em (B.1) subtraímos para cada maturidade da curva Bloomberg a maturidade equivalente da curva de *treasuries* americanos.

B.2

A ETS diretamente das cotações de mercado

O procedimento de interpolação adotado pela Bloomberg na construção da ZCB potencialmente adiciona ruído a nossas regressões. Especialmente danoso é o fato de a curva ser construída com algum tipo de suavização entre períodos. Por isso construímos nossa medida de ETS diretamente a partir das cotações dos títulos brasileiros.

Para calcular os spreads vistos no gráfico (B.2) selecionamos em cada dia todos os títulos emitidos após 1995 (dívida nova) com oferta de compra e oferta de venda no sistema Bloomberg. Para obter o spread diário dos títulos usamos a cotação média para calcular o yield-to-maturity e a duração do título, subtrai-

¹3 meses, 6 meses, 1 ano, 2 anos, 3 anos, 4 anos, 5 anos, 7 anos, 8 anos, 9 anos, 10 anos, 15 anos, 20 anos e 30 anos.

²Para se recuperar as maturidades semestrais de uma curva de 30 anos precisaríamos 60 títulos, sendo que um precisaria vencer exatamente seis meses após o outro.

³Para mais sobre como passar de títulos com Cupom para um estrutura sem cupom ver Campbell, Ho e Mackinlay (1997).

⁴No sistema Bloomberg a interpolação é descrita como uma Spline suavizada entre períodos.

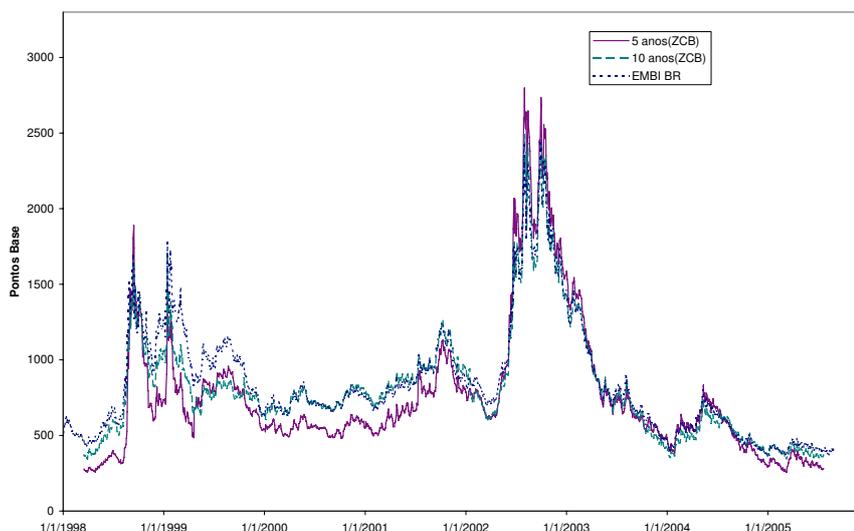


Figura B.1: Spreads calculados a partir da curva ZC Bloomberg (ZCB) e o EMBI BR

se, então, o juros da maturidade mais próxima⁵ da curva de US treasuries. Obtidos os spreads e a duração para cada título para cada dia, os títulos são agrupados de acordo com sua duração: com duração menor que um ano, com duração entre 1 e 5 anos, com duração entre 5 e 7 anos, com duração de 7 a 15 anos e os títulos com duração maior que 15 anos. O fato de existir cotação de compra e de venda não significa que o título foi efetivamente negociado no dia, mas quanto menor for o spread entre a oferta de compra e a oferta de venda mais informativo será o preço daquele título (i.e. o preço médio estará mais próximo do verdadeiro valor).

Usando este argumento calculamos dentro de cada grupo uma média ponderada pelo inverso do spread de compra e venda(C-V), i.e. demos mais peso aos títulos com spread C-V mais estreito e menos peso aos com spread C-V maior. Neste procedimento estamos implicitamente assumindo que o spread é constante dentro dos grupos, i.e. temos uma ETS em formato de escada.

Das séries vistas no Gráfico (B.2) temos interesse na de 1 a 5 anos (Curto Prazo), na de 5 a 7 anos (Médio Prazo) e na de 7 a 15 (Longo Prazo). A série construída utilizando títulos de curta duração é problemática, pois incluem títulos com vencimento em algumas semanas, prazos em que custos de transação passam a ser relevantes, fazendo com que os preços possam ficar

⁵A maturidade da curva americana mais próxima da duração do título brasileiro.

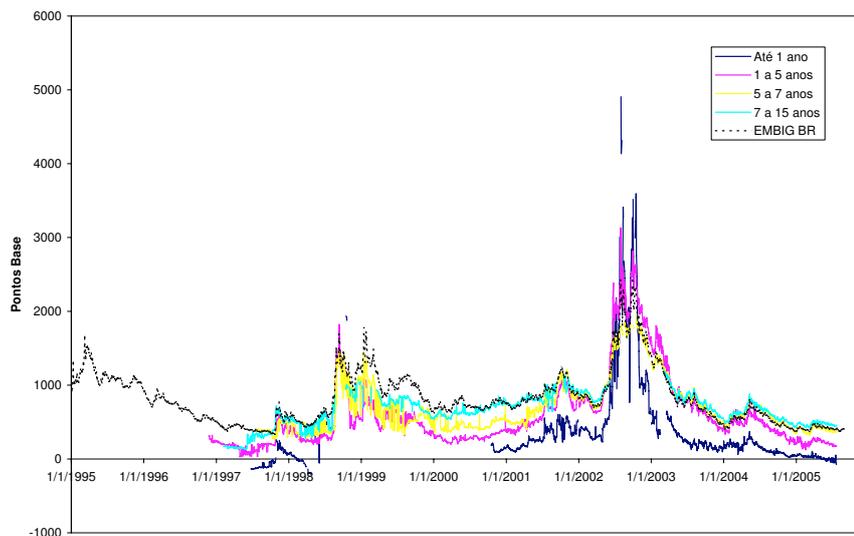


Figura B.2: Spread dos Títulos (agrupados por duração) e o EMBIG BR

muito distorcidos. Logicamente estes grupos podem ser refinados, dividindo os títulos em mais grupos relaxamos a hipótese de uma ETS em formato de escada, mas em compensação precisamos de mais títulos e as medidas para cada grupo passam a ficar mais ruidosas, pois passam a ser uma média de um número menor de títulos.

Outra forma de chegarmos a uma ETS é apenas supor que a ETTJ brasileira tem formato de escada, não nos grupos de agregação, mas apenas que os juros são constantes entre dois títulos de maturidades sucessivas. A conta é a seguinte: em cada dia ordenam-se os títulos em ordem crescente de maturidade; o yield-to-maturity do título de menor maturidade dará a taxa de juros do primeiro nó da estrutura; usaremos então esta taxa para descontar os cupons de todos os títulos que vençam antes da maturidade do título mais curto; encontramos então qual a taxa que faz com que o valor descontado do resto⁶ dos fluxos do segundo título de prazo mais curto seja igual a sua cotação média no dia; repetimos então este procedimento sucessivamente até o título de maturidade mais longa do dia. Com este procedimento recuperamos uma ETTJ para dia. Para obter a ETS basta utilizarmos como antes a curva de US treasuries.

⁶ I.e aqueles fluxos que vencem após a maturidade do primeiro título e ainda não foram descontados.

Este segundo procedimento, apesar de ser mais próximo do correto⁷, fica muito mais exposto a problemas nos dados, uma vez que um erro de medida no preço de um título de maturidade curta vai se propagar para todas as maturidades posteriores. Um exemplo para o ponto ficar mais claro: suponha que em determinado dia tenhamos preços de três títulos com os seguintes prazos: 100 dias, 102 dias e 500 dias. Qualquer diferença no preço do primeiro e do segundo título vai gerar diferenças enormes nas taxas de juros anualizadas, fazendo a curva ter um comportamento pouco suave e falso, que virá unicamente de erros de medida. A primeira estratégia tem a vantagem de diminuir o efeito destes erros na construção da ETS. Depois de construída a ETS para cada dia precisamos conectar os dias, o que é um problema, pois, para cada dia temos maturidades diferentes da curva, uma vez que o prazo dos títulos diminui, alguns títulos deixam de ser negociados e outros são emitidos. Para contornar este problema temos mais uma vez que agrupar os títulos, só que dessa vez o fazemos por maturidade, utilizamos também o spread de compra e venda para ponderar as taxas calculadas como descrito acima. No gráfico (B.3) apresentamos o resultado desta metodologia para um agrupamento mais refinado que o da estratégia anterior.

Do gráfico (B.3) fica evidente o fato de as séries ficarem muito mais voláteis, principalmente a parte inicial da série onde existiam poucos títulos com negociação diária. Este ruído nos dados é problemático, pois não representa mudança real no spread soberano (uma vez que o EMBI BR fica praticamente estável enquanto a maturidade de 1 a 3 anos varia mais de 500 pontos no prazo de uma semana), mas tudo indica uma volatilidade decorrente da metodologia adotada e portanto indesejada.

⁷Mais próximo do correto no seguinte sentido: com o número de títulos crescendo, e com uma distância aproximadamente regular entre eles, este procedimento converge para o correto.

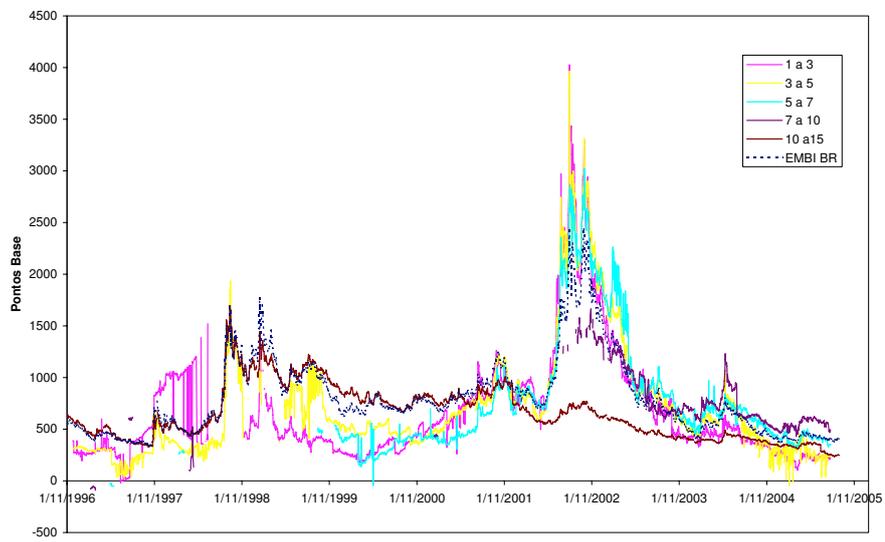


Figura B.3: Spread dos títulos (agrupados por maturidade) e o EMBI BR

C

Outras Tabelas

Tabela C.1: Bancos Líderes das Emissões

A tabela apresenta por mercado de emissão o número de vezes que determinado banco liderou uma emissão do governo brasileiro na amostra (jan/1995-ago/2005).

Banco Líder	Mercado			Total de Emissões
	EUA	Europa	Japão	
JPMorgan	13	2		15
Deutsche	6	5		11
Goldman	11			11
Merrill Lynch	10	1		11
CSFB	2	8		10
Dresdner		9		9
Morgan Stanley	7			7
Nomura			6	6
Paribas		6		6
UBS	2	4		6
ABN Amro		5		5
Citigroup	5			5
Salomon	3	2		5
MSDW	4			4
Chase	3			3
Bear Stearnes	2			2
HSBC	1	1		2
Banfin		1		1
Barclay		1		1
BNP		1		1
CABV		1		1
Cisf		1		1
ING		1		1
SBCW	1			1
Warburg		1		1

$$\Delta_T S_{i,t} = \alpha_i + \phi \Delta_T r_t + \varphi \Delta_T \Omega_{i,t} + \sum_{j=1}^{N(i)} \left\{ \chi + \sum_{l=1}^2 \Gamma_{\{M(E_{i,t})=l\}} \left\{ \delta_l + \kappa_l \Gamma_{\{PRIM(E_{i,t})=1\}} \right\} + Controles(E_{i,t}) \right\} \Gamma_{\{t \in J(E_{i,t})\}} + \varepsilon_t \tag{C-1}$$

Tabela C.2: Resultados Painel-Efeito Aleatório

Regressões com efeito aleatório em um painel longitudinal de coeficientes constantes com dados diários de janeiro/2004 a Agosto/2005 para $\Delta_T Embi_Pais$ onde as indicadoras de duração são determinadas agrupando-se as emissões pelo prazo do título no momento da emissão; a janela tem a forma X-Y-Z, onde X denota o número de dias antes do evento, Y se refere ao dia do evento e Z o número de dias após o evento; Controles Emissão são o mercado de emissão e o número de títulos emitidos dentro da mesma janela; Modelo Básico são a taxa de 3 anos da curva do Tesouro americano e para cada país o índice EMBI expurgado do peso do índice EMBI de cada país; Controles Emissão e Modelo Básico omitidos por fins de exposição. Estatísticas t são calculadas utilizando estimador Eicker-White-Huber. Significância a 10%, 5% e 1% são caracterizadas por *, ** e ***, respectivamente. Indicadora de emissões de Médio prazo foi omitida por razão de multicolinearidade.

Variáveis	Janela	4			
		3-1-0		3-1-0	
		Ciclo político		Média	
		Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
Modelo Básico					
Controles Emissão					
Indicadoras de Prazo da emissão					
Curto Prazo (δ_1) [171]		4.3	0,92	1,7	0,60
Longo Prazo (δ_3) [164]		-4.4	0,97	-4,3	0,93
Indicadoras de Prazo da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato					
Curto Prazo (κ_1) [34]		-13.3	1,45	-12,8	1,55
Longo Prazo (κ_3) [20]		2.1	0,62	2,1	0,53
R^2			0,1611		0,1611
Número de dias			12370		12370
Número de emissões			383		383
$\kappa_3 - \delta_3$		6.5	0,75	6,4	0,58
$\kappa_1 - \delta_1$		-17.6*	1,79	-14,5	1,59

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)