

### 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 (PRIM<sup>1</sup>) 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

<sup>1</sup>1995,1999 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
<b>Total</b>	<b>34</b>	<b>30</b>	<b>6</b>	<b>70</b>	<b>5,2</b>	<b>9,6</b>	<b>801,4</b>	<b>58.716</b>

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 emissões<sup>2</sup>.

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 Brasil<sup>3</sup>. Sendo, portanto, o número de bancos líderes da emissão uma possível variável de controle relevante<sup>4</sup>.

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-

<sup>2</sup>Por exemplo, note a diminuição do número de emissões em 1998 e 2002

<sup>3</sup>Para 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.

<sup>4</sup>Apesar 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 estimativa, 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 estimativa.

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 prazo<sup>5</sup>.

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,

<sup>5</sup>Esta 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 prazo<sup>6</sup>.

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

<sup>6</sup>Que 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.

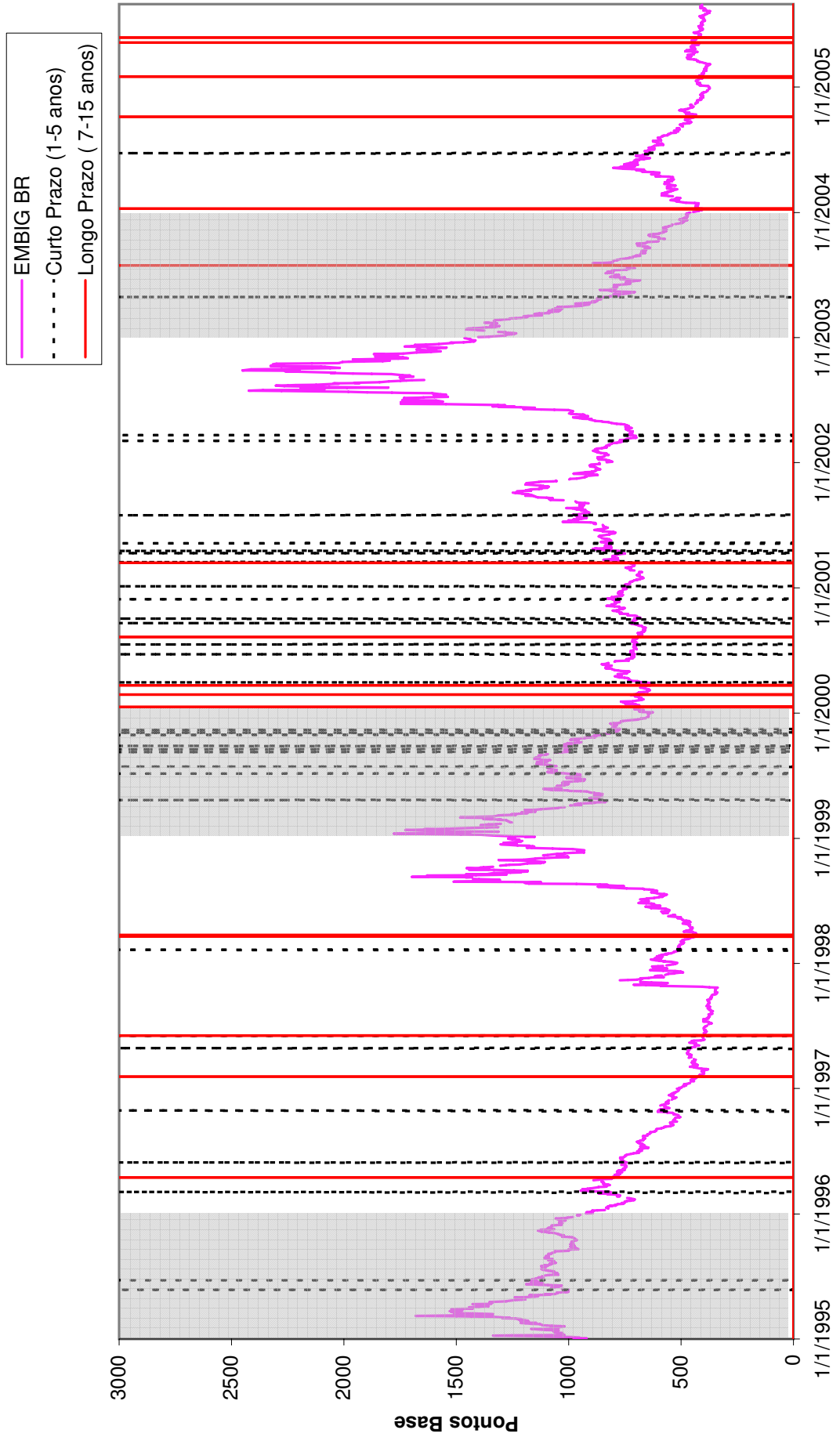


Figura 3.1: Emissões Externas e o Risco-Brasil

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

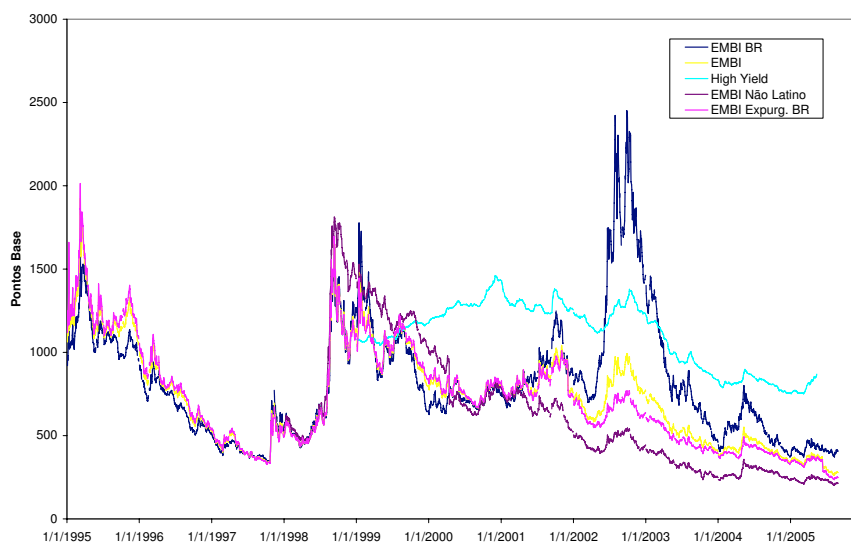


Figura 3.2: Algumas medidas de Risco global e o EMBI BR

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 diferenças<sup>7</sup> 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

<sup>7</sup>Mais 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 evento<sup>8</sup> um modelo de mercado para as ações em estudo e, utilizando este modelo estimado, constrói uma série de retornos preditos dentro da janela de

<sup>8</sup>Janela 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,  $\Omega_t$  é alguma proxy para o sentimento de mercado ou aversão ao risco internacional,  $r_t$  é uma taxa de juros americana,  $\sigma_t$  é alguma medida de volatilidade do spread e  $\varepsilon_t$  são variações no sentimento de mercado específicas ao país estudado. É justamente este componente  $\varepsilon_t$  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  $t$ <sup>9</sup>,  $\beta(E_i)$  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,  $\chi$  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

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

estimativas para a diferença  $\kappa_j - \delta_j$ ,  $\Gamma$  é uma função indicadora<sup>10</sup> 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  $\beta$  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  $\beta \in [10, 40]$ .

<sup>10</sup>Que 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 americana<sup>11</sup>), um controle para choques nos países emergentes (ou para a aversão ao risco internacional<sup>12</sup>) e também no apêndice apresentamos os resultados com um controle para choques específicos ao Brasil (a taxa de câmbio dólar-real<sup>13</sup>).

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

<sup>11</sup>Resultados 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.

<sup>12</sup>Utilizamos 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.

<sup>13</sup>E, 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  $\Delta_T$ 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
$\Delta_T$ EMBI expurgado	0.91***	0.92***	0.92***	0.96***	1.01***	1.02***
$\Delta_T$ Tsy 3 anos	-20.1*	-33.31***	-37.44***	-16,43	-25.49*	-35.89***
$\Delta_T$ Câmbio	449.59***	565.19***	577.43***	-	-	-
R <sup>2</sup>	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 predito 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 curtas<sup>14</sup> 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

<sup>14</sup>Independentemente 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  $\Delta_T$ 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
<b>Modelo Básico</b>				
$\Delta_T$ EMBI expurgado	1.04***	17,31	1,04***	17,34
$\Delta_T$ Tsy 3 anos	-35.05***	-2,75	-35,79***	-2,81
<b>Controles Emissão</b>				
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
<b>Indicadoras de Duração da emissão</b>				
Emissões de 1 a 5 anos ( $\delta_1$ ) [34]	2.23	0,37	-0,6	-0,11
Emissões de 5 a 7 anos ( $\delta_2$ ) [19]	4.38	0,71	1,53	0,31
Emissões de 7 a 15 anos ( $\delta_3$ ) [17]	-5.99	-1,01	-6,46	-1,25
<b>Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato</b>				
Emissões de 1 a 5 anos ( $\kappa_1$ ) [10]	-10.16**	-2,46	-13,01***	-3,28
Emissões de 5 a 7 anos ( $\kappa_2$ ) [6]	-12.21	-1,41	-9,98	-1,22
Emissões de 7 a 15 anos ( $\kappa_3$ ) [1]	76.58***	6,60	83,17***	8,63
<b>Resumo Estatístico</b>				
R <sup>2</sup>	0,53		0,52	
Número de dias	2517		2517	
Número de emissões	70		70	
<b>Resumo Estatístico de Coeficientes</b>				
$\kappa_3 - \delta_3$	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 adotado<sup>15</sup>. 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 bastante<sup>16</sup>, mas a tabela (3.8) também nos aponta na

<sup>15</sup>Duração maior que 7 anos

<sup>16</sup>Isto 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 diferente<sup>17</sup>. 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 emissão<sup>18</sup>, 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 emissões<sup>19</sup>.

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

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

<sup>19</sup>Comparando 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  $\Delta_1$ -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		Coefficiente	t-Stat		Coefficiente	t-Stat		Coefficiente	t-Stat		Coefficiente	t-Stat	
<b>Modelo Básico</b>															
$\Delta_1$ -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	0.96***
$\Delta_1$ -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			
<b>Controles Emissão</b>															
Indicadoras de Duração da emissão															
Emissões de 1 a 5 anos ( $\delta_1$ ) [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 ( $\delta_2$ ) [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 ( $\delta_3$ ) [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  $\Delta_T$ 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				
	Janela		3-1-0				
	Maturidade da ETS		15 anos		5 anos		1 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 ( $\delta_1$ ) [25]	3.57	0,50	15.65*	1,69	1.21	0,10	
Emissões de 5 a 7 anos ( $\delta_2$ ) [13]	13.55**	2,41	23.64**	2,45	21.07	1,33	
Emissões de 7 a 15 anos ( $\delta_3$ ) [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 ( $\kappa_1$ ) [8]	-11.24**	-2,18	3.2	0,31	8.98	0,86	
Emissões de 5 a 7 anos ( $\kappa_2$ ) [6]	-14.45**	-2,41	-18.15	-1,56	-15.12	-1,11	
Emissões de 7 a 15 anos ( $\kappa_3$ ) [1]	53***	5,86	35.37**	2,11	21.96	1,26	
R <sup>2</sup>		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  $\Delta_T$ 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		1 a 3 anos	
	Coefficiente	t-Stat	Coefficiente	t-Stat
<b>Modelo Básico</b>				
<b>Controles Emissão</b>				
<b>Indicadoras de Duração da emissão</b>				
Emissões de 1 a 5 anos ( $\delta_1$ ) [25]	-2.53	-0,21	-5.83	-0,32
Emissões de 5 a 7 anos ( $\delta_2$ ) [13]	1.85	0,18	3.72	0,20
Emissões de 7 a 15 anos ( $\delta_3$ ) [17]	1.46	0,15	-3.76	-0,22
<b>Indicadoras de Duração da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato</b>				
Emissões de 1 a 5 anos ( $\kappa_1$ ) [8]	-18.14*	-1,73	-4.14	-0,36
Emissões de 5 a 7 anos ( $\kappa_2$ ) [6]	-3.36	-0,26	-4.35	-0,38
Emissões de 7 a 15 anos ( $\kappa_3$ ) [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.<sup>20</sup>

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.

<sup>20</sup>Pela 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 amostra<sup>21</sup> 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)
Colômbia	7,1	755
Líbano	7,0	300
México	5,1	750
Filipinas	10,0	929
Polônia	6,8	412
Rússia	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,

<sup>21</sup>Como 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 fixo<sup>22</sup> 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

<sup>22</sup>Estimação 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 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 ( $\delta_1$ ) [171]		8.2	1.92	2.6	0.69
Longo Prazo ( $\delta_3$ ) [164]		-0.1	-0.03	-8	-1.17
Indicadoras de Prazo da emissão interadas com indicadoras de Primeiro ano de mandato					
Curto Prazo ( $\kappa_1$ ) [34]		-16.1	-2.54	-10.5	-2.16
Longo Prazo ( $\kappa_3$ ) [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.