

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 Econômicos 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.

Tabela A.2: Incluindo Câmbio-diferentes janelas

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 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 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) | | | | | |
|--|-------------------|--------|--------------|--------|--------------|--------|
| | 0-1-0 | | 0-1-0 | | 1-0-0 | |
| Janela | Coefficiente | t-Stat | Coefficiente | t-Stat | Coefficiente | t-Stat |
| Modelo Básico | | | | | | |
| Δ_T EMBI expurgado | 0.91*** | 13,48 | 0.96*** | 13,71 | 0.91*** | 13,50 |
| Δ_T Tsy 3 anos | -20.38* | -1,89 | -16.16 | -1,29 | -20.5* | -1,90 |
| Δ_T Câmbio | 451.96*** | 6,65 | - | - | 449.58*** | 6,62 |
| Controles Emissão | | | | | | |
| Indicadoras de Duração da emissão | | | | | | |
| Emissões de 1 a 5 anos (δ_1) [34] | -0.03 | -0,01 | -2.94 | -0,86 | -2.75 | -0,69 |
| Emissões de 5 a 7 anos (δ_2) [19] | 0.2 | 0,05 | -1.69 | -0,49 | -0.44 | -0,13 |
| Emissões de 7 a 15 anos (δ_3) [17] | -1.3 | -0,33 | -3.02 | -1,03 | -1.32 | -0,36 |
| Indicadoras de Duração da emissão interradas com indicadoras de Primeiro ano de mandato | | | | | | |
| Emissões de 1 a 5 anos (κ_1) [10] | 3.71 | 0,74 | -4.13 | -1,15 | -6.21* | -1,87 |
| Emissões de 5 a 7 anos (κ_2) [6] | -8* | -1,79 | -1.83 | -0,41 | -2.7 | -0,80 |
| Emissões de 7 a 15 anos (κ_3) [1] | 5.22 | 0,81 | 18.08*** | 3,13 | 21.53*** | 3,29 |
| R ² | 0,62 | | 0,52 | | 0,62 | |
| Número de dias | 2517 | | 2517 | | 2517 | |
| Número de emissões | 70 | | 70 | | 70 | |
| $\kappa_3 - \delta_3$ | 6,53 | 0,71 | 21.10*** | 2,88 | 22.85** | 2,39 |
| $\kappa_1 - \delta_1$ | 5,1 | 0,55 | -1,11 | -0,22 | -3,46 | -0,66 |
| | | | | | 34.96*** | 5,27 |
| | | | | | -7,63 | -1,44 |

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.

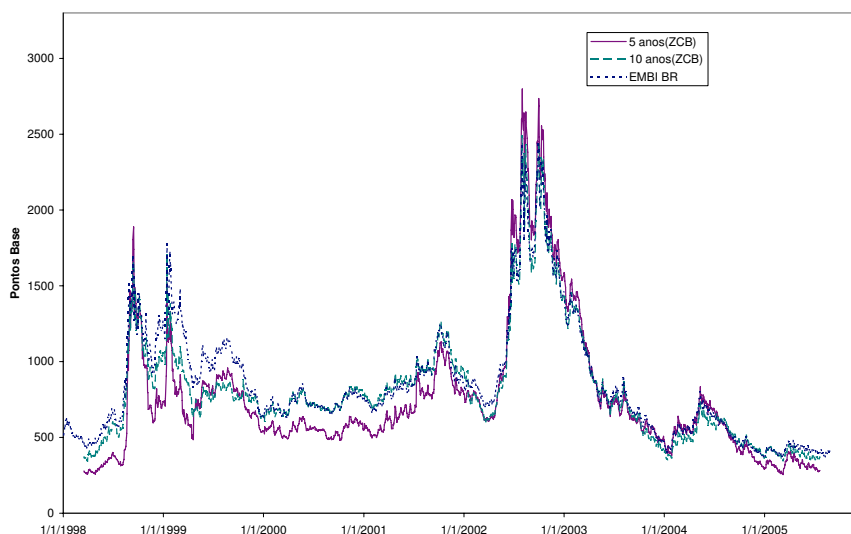


Figura B.1: Spreads calculados a partir da curva ZC Bloomberg (ZCB) e o EMBI BR

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.

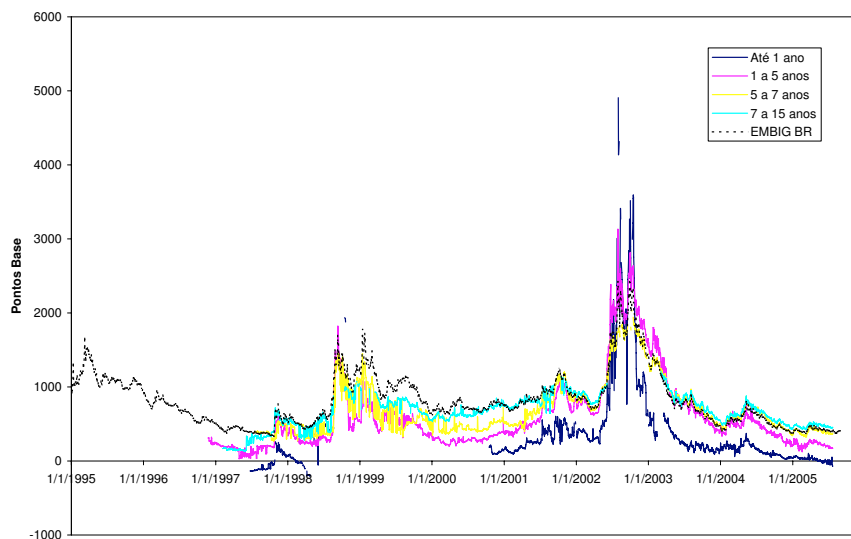


Figura B.2: Spread dos Títulos (agrupados por duração) e o EMBIG BR

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.

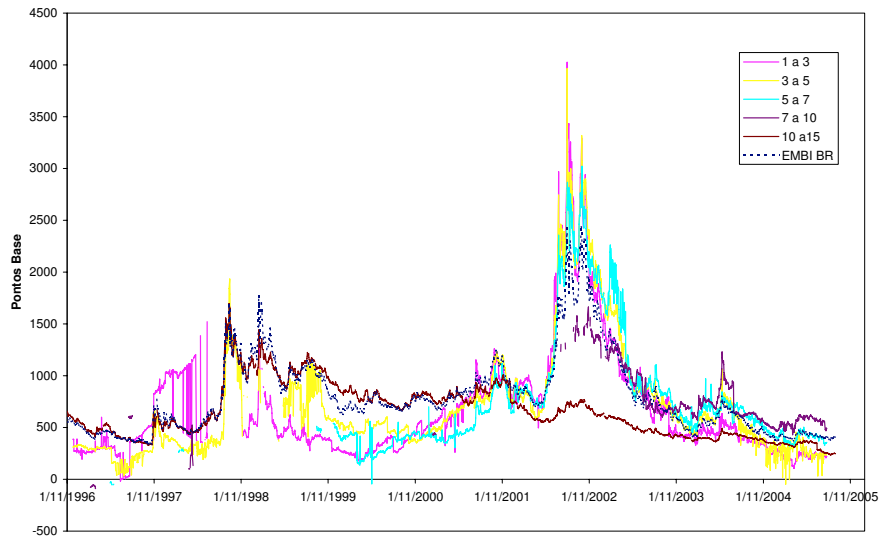


Figura B.3: Spread dos títulos (agrupados por maturidade) e o EMBI BR

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 |

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

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 $\Delta_T \text{Embi_Pais}$ 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 |