

O Impacto da Política Fiscal nos Spreads dos Países Emergentes

(The Impact of Fiscal Policy on Emerging Markets Sovereign Spreads)

Katia Rocha*

Ajax Moreira**

Resumo

O risco país ou *spread* soberano afeta diretamente a capacidade de investimento das empresas e dos governos, sendo um importante elemento na composição dos juros domésticos e no crescimento econômico. Este estudo analisa o impacto da política fiscal na determinação do *spread* soberano de 23 países emergentes entre 1995-2008. Os resultados indicam que menores *spreads* estão associados a uma política de austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do superávit primário para uma trajetória sustentável da relação dívida/PIB. Um aumento de 1% no superávit primário diminui em média os *spreads* em 50 pontos base. O estudo corrobora o argumento de que a austeridade fiscal é fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos além de contribuir como política pública de mitigação de choques externos.

Palavras-chave: mercados emergentes; risco país; austeridade fiscal; qualidade do ajuste fiscal.

JEL code: E62; F37; G15; H62.

Abstract

Country risk or sovereign spreads affect directly the investment of companies and sovereigns, being an important figure to domestic interest rates and to economic growth. This paper analyzes the impact of fiscal policy in the determinants of the sovereign risk of 23 emerging market countries between 1995-2008. The results associate lower spreads to fiscal austerity, i.e. an accumulation of primary budget surplus that keeps the debt to GDP ratio constant over time. An increase of 1% on primary budget surplus decreases the spreads around 50 basis point. It evidences that fiscal policy sustainability plays a relevant role in determining the sovereign spreads besides contributing as a policy that mitigates external shocks.

Keywords: emerging markets; sovereign spreads; fiscal austerity; quality of the fiscal adjustment.

Submetido em 15 de fevereiro de 2011. Reformulado em 29 de junho de 2011. Aceito em 30 de agosto de 2011. Publicado on-line em 15 de abril de 2012. Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (JPMorgan) e Felipe Pinheiro (BNDES) pelas críticas, sugestões e disponibilização de dados. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Ricardo P. C. Leal. Reprodução parcial ou total e trabalhos derivativos permitidos com a citação apropriada da fonte.

*Economista do IPEA, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: katia.rocha@ipea.gov.br

**Coordenador de Economia Financeira do IPEA, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: ajax.moreira@ipea.gov.br

1. Introdução

A relação entre a política fiscal e o risco país é uma questão central e atual da política macroeconômica, principalmente após o episódio da crise fiscal envolvendo alguns países europeus em 2010 (Portugal, Irlanda, Itália, Grécia e Espanha).

O risco país, ou *spread* soberano, corresponde à taxa de juros que um determinado país se financia acima de uma taxa sem risco adotada como *benchmark*,¹ e reflete a capacidade do país em honrar seus compromissos, além de condições internacionais de liquidez e aversão ao risco. O risco país afeta diretamente a capacidade de investimento das empresas e dos governos, sendo um importante elemento na composição dos juros domésticos e no crescimento econômico do país. No contexto de mercado de títulos soberanos, os investidores avaliam a saúde das finanças públicas de cada governo e transformam essa análise em um julgamento financeiro. Ao diferenciarem entre as taxas de juros, ou de forma equivalente, entre os *spreads* de cada país, os mercados precificam o risco de crédito de acordo com o grau de austeridade fiscal de cada país. Dessa forma, atribuem expectativas quanto à trajetória futura da capacidade de pagamento do país e sobre a probabilidade de default, que está relacionada com a sustentabilidade da dívida pública entre outros.

A literatura sobre determinantes de *spreads* soberanos se concentra em modelos – Hanson (1974), Eaton & Gersovitz (1981), Sachs & Cohen (1982) e Edwards (1986) – que relacionam a probabilidade de default a variáveis idiossincrásicas (fundamentos macroeconômicos e variáveis fiscais) e a riscos agregados como liquidez internacional.² A maioria dos estudos empíricos corrobora evidências de que a política fiscal afeta os *spreads* soberanos, muito embora o impacto seja por vezes não linear, ou não significativo para déficits transitórios e pequenos.

Estudos empíricos que associam os *spreads* a fundamentos macroeconômicos e a choques internacionais de liquidez e risco podem ser encontrados em diversos artigos desde 2000. Como exemplo, citamos Arora & Cerisola (2001), Ferrucci (2003), McGuire & Schrijvers (2003), Kashiwase & Kodres (2005), Favero *et al.* (2005) e Rozada & Yeyati (2006). Especialmente, Codogno *et al.* (2003) e Calvo (2003) argumentam que uma vez controlados pelos fatores internacionais de risco, a vulnerabilidade fiscal aparece como variável determinante dos *spreads* soberanos.

Nos países da União Européia, a relação entre política fiscal e os *spreads* soberanos começou a ser debatida em meados de 2000 por Afonso & Strauch (2004), Bernoth *et al.* (2004) e Hallerberg (2006) que ressaltaram a importância da austeridade fiscal estabelecida pelo Maastricht Treaty sob a forma do Pacto de Crescimento e Estabilidade (Stability and Growth Pact), uma série de diretrizes que especificam limites claros em termos de déficit nominal (menor que 3% do

¹Usualmente taxas de juros de títulos do Tesouro americano – Treasury Notes.

²O artigo seminal de Merton (74) já apresenta um modelo estrutural que relaciona a evolução do endividamento de uma empresa à probabilidade de default e aos *spreads* pagos pelos títulos emitidos.

PIB) e dívida total (menor que 60% do PIB). Recentemente, Ejsing & Lemke (2009) e Gerlach *et al.* (2010), agregaram ao debate a relação entre o tamanho do setor bancário e os *spreads* soberanos dos países da zona do Euro, bem como a constatação de efeitos não lineares nos *spreads* após a crise financeira internacional de 2008.

Em relação a países emergentes, Akitoby & Stratmann (2006) incluem no debate não apenas o ajuste fiscal, mas questões levantadas em Alesina & Perotti (1995) sobre a qualidade do ajuste fiscal, com o ajuste do Tipo I, basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* em detrimento do ajuste Tipo II, que recai em aumento dos impostos e cortes no investimento público.

Com relação ao Brasil, Favero & Giavazzi (2004) concluem em favor da austeridade fiscal como determinante do *spread* soberano brasileiro, e propõe uma medida de austeridade fiscal cujo superávit primário é tal que proporciona uma trajetória estacionária da dívida pública.

O objetivo do presente estudo é analisar o papel da política fiscal na determinação dos *spreads* soberanos de um grupo de 23 países emergentes (África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Kazaquistão, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela) no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 90% da capitalização de mercado do índice *JPMorgan Emerging Markets Bond Index Global* em dezembro de 2010.

Como a maioria dos estudos de determinantes de risco país, a metodologia recai em dados de painel, onde o *spread* soberano é explicado por uma gama de variáveis macroeconômicas idiossincráticas e variáveis comuns de liquidez e risco internacional.

O estudo se diferencia ao expandir para um amplo universo de emergentes uma versão do modelo apresentado para o Brasil em Favero & Giavazzi (2004). A questão se justifica na medida em que os países considerados na amostra são heterogêneos em muitos aspectos tais como sistema de metas inflação, taxa de poupança, nível de reservas, regime cambial e político. Dessa forma, a verificação, do impacto da austeridade fiscal nos *spreads* de economias emergentes diversas é questão fundamental na literatura de determinantes de *spreads* soberanos e no atual contexto sobre ajuste fiscal. O foco do trabalho recai em uma especificação estática de longo prazo que inclui: i) medida de austeridade fiscal cujo superávit primário deve ser tal que mantenha constante a relação dívida/PIB; ii) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos déficit passados; iii) a aversão de risco global como forma de isolar o efeito fiscal de choques externos; iv) o debate sobre a qualidade do ajuste fiscal sobre os *spreads* (ajuste Tipo I versus ajuste Tipo II) com modificações adicionais que tratam de problemas relacionados à significância dos estimadores reportada por Akitoby & Stratmann (2006); v) variáveis de controle e efeito fixo por país que mitiga o viés de variáveis omitidas além do tratamento da endogeneidade das variáveis fiscais; e vi) extensiva análise de robustez verificando

a estabilidade dos resultados para diferentes bancos de dados e especificações de modelo.

O artigo está apresentado da seguinte forma: a próxima seção apresenta o modelo básico que discute o impacto da austeridade fiscal sobre os *spreads* soberanos; a seção 3 analisa a questão da qualidade do ajuste; e a última seção conclui.

2. O Ajuste Fiscal e os *Spreads* Soberanos

A falta de um banco de dados internacional das finanças consolidadas do governo de países emergentes é notória. A apuração das variáveis fiscais depende não só da qualidade da governança dos países, mas de suas características institucionais. Os dados disponíveis publicamente, como os divulgados pelo *International Finance Statistics* – IFS, frequentemente não consideram todas as instâncias do governo para as economias emergentes. A complexidade deste dado motivou a utilização dos dados apurados e divulgados pelo banco de investimento J.P. Morgan (2008) e pela agência de classificação de risco Moody's (2008). Estes dados estão disponíveis apenas na agregação anual, e, portanto, optamos por um modelo de frequências mistas, conforme metodologia apresentada em Klein & Kushnirsky (2005),³ com variáveis mensais exceto aquela relacionada à política fiscal, suposta igual para todos os meses de cada ano. A possível autocorrelação induzida por esta especificação foi tratada através de um estimador que é robusto para autocorrelação serial e outras heterocedasticidades do resíduo.

De forma a analisar o impacto da austeridade fiscal nos *spreads* soberanos na amostra de 23 países entre 1995-2008, propomos os respectivos modelos de painel (1) e (2). Ambas as especificações focam no equilíbrio de longo prazo, e equivalem a uma forma reduzida da relação estática entre o *spread* e as variáveis fiscais, além de possuírem a vantagem de considerar na estimação uma ampla variedade de ciclos econômicos e estado fiscal dos países bem como o grau de aversão ao risco global.

$$s_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it-12} + \gamma AF_{it-12} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$s_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it-12} \cdot VIX_t + \gamma AF_{it-12} \cdot VIX_t + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Nas equações acima, s_{it} representa o *spread* do país i no mês t ; α_i corresponde ao efeito fixo por país; VIX_t à medida de aversão ao risco VIX ;⁴ D_{it} à dívida pública total consolidada em relação ao PIB;⁵ AF_{it} à função de austeridade fiscal

³Abordagem similar foi recentemente utilizada por Gerlach *et al.* (2010) na discussão dos *spreads* soberanos da zona do Euro baseada na metodologia de Pesaran & Smith (1995).

⁴O índice VIX é comumente utilizado como proxy da aversão ao risco de mercado. Foi introduzido em 1993 pela Chicago Board Option Exchange (2003), e consiste na volatilidade diária implícita nas opções sobre o índice S&P 500 para os próximos 30 dias considerando diversas ponderações sobre preços de opções de diversos preços de exercício.

⁵General Government Debt /GDP – Moody's (2008) e Public Sector Debt (% of GDP) – J.P. Morgan (2008).

proposta por Favero & Giavazzi (2004) e X_{it} às seguintes variáveis de controle da base de dados do International Finance Statistics (IFS): taxa de inflação (preços ao consumidor), crescimento real do PIB; reservas do Banco Central, crédito privado, abertura comercial (importação mais exportação), saldo comercial (importação menos exportação) as quatro últimas como proporção do PIB.

Com relação ao termo de austeridade fiscal, a medida utilizada por Favero & Giavazzi (2004) corresponde a uma função da diferença entre o superávit primário observado⁶ (sup) e o requerido (sup^*) para manter a dívida constante como uma proporção do produto, ou seja, $AF_{it} = -(1 + e^{(sup_{it} - sup_{it}^*)})^{-1}$. Essa função, não-linear do tipo LSTAR, depende do estado da política fiscal do país e enfatiza a diferença entre os países que reduzem dos que aumentam a sua dívida,⁷ com efeito de saturação nos extremos da distribuição. O superávit primário requerido para a sustentabilidade da dívida depende do custo previsto de carregamento da dívida nas diversas moedas em que esta foi emitida, e também da desvalorização da moeda que implica em um ajuste no valor da dívida em moeda local.⁸

No modelo (2), o termo de austeridade fiscal e endividamento são multiplicados pela medida de aversão ao risco VIX_t , especificação que segue o argumento apresentado em Calvo (2003), que ressalta o papel dos fundamentos domésticos como multiplicadores dos choques externos. Dessa forma, a partir de um mesmo choque externo, observa-se uma resposta específica em cada país.

Os *spreads* soberanos foram obtidos do índice Emerging Market Bond Index Global – EMBIG do banco de investimentos J.P. Morgan (2004).⁹

A estimação dos modelos propostos pelas equações (1) e (2) suscitam algumas questões metodológicas: o viés devido à omissão de variáveis, a possível endogeneidade das variáveis fiscais, e a combinação de variáveis mensais e anuais em um mesmo modelo.

O viés devido à omissão de variáveis foi mitigado incluindo um efeito fixo por país e uma lista de variáveis de controle. A questão da endogeneidade foi tratada definindo-se as variáveis fiscais de todos os meses de cada ano e país como variáveis defasadas de um ano. Dessa forma, as variáveis fiscais precedem temporalmente o *spread*, e, portanto, este último não pode condicioná-las.¹⁰ Finalmente,

⁶General Government Primary Balance /GDP – Moody’s (2008) e Primary Fiscal Balance (% of GDP) – J.P. Morgan (2008).

⁷Segundo Favero e Giavazzi (2004) página 5: “The idea of a non-linear response builds on the intuition of Kamín & Kleist (1999) who find that spreads respond to the interaction between the U.S. term spread and the country’s rating. The non-linearity makes the estimated equation a specific case of the LSTAR (Logistic Smooth Transition Autoregressive) model discussed for instance in Tong (1983). The LSTAR specification is more flexible than a simple interaction term, since it allows for the response of term premia to international factors to vary depending on the level of the debt ratio relative to an estimated threshold.”

⁸No Apêndice A apresentamos a derivação formal da medida de austeridade fiscal.

⁹O índice EMBIG é computado pelo banco de investimentos J.P.Morgan e relaxa alguns critérios de liquidez dos índices EMBI e EMBI+, abrangendo uma maior gama de países emergentes e instrumentos em sua composição.

¹⁰No Apêndice B apresentamos especificação alternativa do modelo na qual se define as variáveis fiscais de forma contemporânea – valor do ano corrente. As vantagens e desvantagens (endogenei-

o modelo de frequências mistas permite maximizar a informação disponível no dado, uma vez os dados fiscais estão disponíveis, para todos os países, apenas na agregação anual, e os *spreads* e as variáveis de controle estão disponíveis na agregação mensal. Neste caso existem duas opções: i) agregar os dados mensais e perder a informação contida nas variáveis mensais ou ii) utilizar um modelo com frequências mistas que produz estimadores com menor variância. Escolhemos a segunda opção do modelo de frequências mistas, no qual as variáveis anuais são repetidas para todos os meses do ano anterior de cada observação, o que garante que a defasagem mínima entre a variável fiscal e o *spread* seja de um mês. Na literatura de séries temporais, ou de painel, a utilização de modelos de frequência mista para *spreads* é relativamente recente, mas já abordado em estudos como Pesaran & Smith (1995), Klein & Kushnirsky (2005) e Gerlach *et al.* (2010). Nos modelos mistos o resíduo não é homocedástico, o que requer a utilização de um estimador robusto para heterocedasticidade e autocorrelação do resíduo.¹¹

A hipótese de homogeneidade implícita nas especificações (1) e (2), em que a resposta dos *spreads* à política fiscal é comum a todos os países, é, neste caso, natural, uma vez que os *spreads* são formados no mercado internacional. Essa especificação apresenta a vantagem adicional de obter estimadores mais robustos e com melhor desempenho preditivo como mostra Baltagi *et al.* (2000). A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos (1) e (2) que incluem a medida de ajuste (R^2), o tamanho da amostra (#), os coeficientes relativos à austeridade fiscal (AF), Dívida e VIX , sendo que, por parcimônia, são omitidos os resultados relativos às variáveis de controle.

dade das variáveis fiscais e estimador GMM) dessa abordagem são apresentadas, juntamente com os resultados, que são qualitativamente semelhantes, o que indica a robustez da análise

¹¹Utilizamos o estimador de Newey-West implementado no program Stata.

Tabela 1Austeridade fiscal e os *spreads***

	Modelo 1		Modelo 2	
	JPMorgan	Moody's	JPMorgan	Moody's
#obs	1927	1802	1927	1802
R2	0.76	0.78	0.76	0.78
Dívida	0.18* (3.8)	0.22* (4.0)	0.18* (3.9)	0.22* (4.0)
AF	-2.45* (2.4)	-2.31* (-2.3)	-0.10* (2.6)	-0.09* (-2.3)
VIX	0.19* (5.6)	0.16* (5.3)	0.16* (4.6)	0.14* (5.0)
↑ 1% superávit	-0.57	-0.53	-0.47	-0.42

*significativos a 5%.

**os parâmetros foram estimados com a rotina *ivreg2* do programam STATA com os parâmetros *bw(6)*, *robust* que utiliza o estimador OLS e fornece variâncias robustas para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

Os resultados apresentados indicam que:

- todos os coeficientes estimados são significativos a 5% e apresentam o sinal esperado, ou seja, quanto maior austeridade fiscal (AF), menor dívida, menor a aversão ao risco (*VIX*); menor o *spread*;
- o efeito da dívida e *VIX* são qualitativamente semelhantes entre os modelos e fontes de dados;
- o efeito da austeridade fiscal não é comparável entre os modelos 1 e 2,¹² sendo qualitativamente semelhante entre as fontes de dados;
- o aumento de 1% no esforço fiscal, ou seja, no superávit primário requerido, tudo o mais constante, implica em uma redução de 50 pontos base nos *spreads*.

É importante ressaltar que mesmo considerando uma amostra de países emergentes extremamente heterogêneos em diversos aspectos (sistema de metas inflação, taxa de poupança, nível de reservas, regime cambial e político) a medida de austeridade fiscal é significativa na determinação dos *spreads* soberanos, apresentando sinal esperado (maior austeridade menores *spreads*), mesmo controlando para diversas variáveis, banco de dados e especificações do modelo.

¹²Devido a especificação proposta no Modelo 2 onde a variável fiscal é multiplicada pelo índice de aversão ao risco *VIX*.

3. A Qualidade do Ajuste Fiscal e os *Spreads* Soberanos

Segundo Alesina & Perotti (1995), a composição do superávit fiscal é uma indicação da sustentabilidade do ajuste fiscal, definindo como sucesso o ajuste Tipo I (cortes nas despesas correntes) em detrimento do ajuste Tipo II (aumento de impostos e cortes nos investimentos). A redução de gastos, se feita em termos permanentes, indicaria ganhos de eficiência na operação da máquina pública assim como o aumento da taxação poderia indicar um movimento transitório não sustentável politicamente.

De forma a fomentar o debate sobre a composição e qualidade do ajuste fiscal, propomos os modelos (3), (4) e (5). A especificação padrão, apresentada na seção 2, é estendida com a inclusão da receita R_{it} e do gasto público G_{it} , ambos normalizados pelo PIB.

$$s_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it-12} + \gamma AF_{it-12} + \phi R_{it-12} + \varphi G_{it-12} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} s_{it} = & \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it-12} \cdot VIX_t + \gamma AF_{it-12} \cdot VIX_t \quad (4) \\ & + \phi R_{it-12} + \varphi G_{it-12} + \lambda X_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

$$s_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it-12} + \phi R_{it-12} + \varphi G_{it-12} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Na especificação proposta por Akitoby & Stratmann (2006), não é possível distinguir o efeito de composição do superávit do efeito do nível do superávit, pois não se inclui uma medida que represente a austeridade fiscal ou acumulação de superávit, mas apenas receita e gastos. Um aumento da receita altera, simultaneamente, a composição e o nível do superávit, e, portanto, os coeficientes da receita e do gasto público não podem, a rigor, serem interpretados como o efeito da composição ou da forma de obtenção do superávit. A especificação proposta em (3) e (4) contorna o problema ao incluir além da receita e gasto público, uma medida de austeridade fiscal não linear em relação à diferença entre receitas e gastos para a estimação do modelo. O modelo (5) elimina a variável de austeridade fiscal evitando uma possível redundância de informação entre esta variável e as variáveis de receita e despesa.

A Tabela 2 apresenta os resultados incluindo a medida de ajuste (R2), o tamanho da amostra (#), os coeficientes relativos à austeridade fiscal (AF), Dívida, Receita, Despesa, e VIX, sendo que, por parcimônia, são omitidos os resultados relativos às variáveis de controle.

Tabela 2
Qualidade do ajuste e os *spreads*

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	JPMorgan	Moody's	JPMorgan	Moody's	JPMorgan	Moody's
#obs	1927	1802	1927	1802	2257	2056
R2	0.77	0.78	0.77	0.78	0.74	0.79
Dívida	0.18* (3.9)	0.21* (3.9)	0.18* (4.0)	0.21* (3.9)	0.19* (5.1)	0.21* (4.6)
AF	-1.48 (1.5)	-0.91 (-1.0)	-0.08* (2.1)	-0.04 (-1.3)		
Receita	-0.51* (-3.6)	-0.64* (-3.1)	-0.51* (-3.7)	-0.64* (-3.2)	-0.54* (-3.9)	-0.78* (-3.9)
Despesa	-0.10 (-0.8)	0.15 (0.8)	-0.07 (-0.6)	0.15 (0.8)	-0.06 (-0.8)	0.31* (1.8)
VIX	0.19* (5.4)	0.15* (4.8)	0.16* (4.5)	0.14* (4.3)	0.20* (6.0)	0.17* (5.4)

*significativos a 5%

**comentários idênticos aos da Tabela 1.

Os resultados apresentados indicam que:

- Para a maioria dos modelos só foi possível estimar o efeito da dívida e da receita;
- Apenas para o modelo 5 e para o banco de dados da Moody's, a despesa tem efeito significativo e com o sinal esperado;
- Os coeficientes das receitas e despesas são semelhantes em todos os modelos e banco de dados. No entanto, não conseguimos confirmar a hipótese de que o ajuste Tipo I (diminuição de gastos) é mais efetivo na redução dos *spreads*.

4. Conclusões

O risco país afeta diretamente a capacidade de investimento das empresas e dos governos, correspondendo a um importante elemento na determinação dos juros domésticos e do crescimento econômico de cada país.

A relação entre a política fiscal e o risco país é uma questão central e atual da política macroeconômica e objeto de inúmeros artigos empíricos na literatura de determinantes de *spreads* soberanos desde a década de 90. Recentemente, o debate evoluiu ao incluir variáveis relativas a choques externos de liquidez e risco,

bem como a vulnerabilidade fiscal dos países, ou seja, questões específicas sobre a importância do ajuste fiscal e da qualidade do ajuste adotado e seus impactos nos *spreads* dos países emergentes.

O objetivo do presente estudo é analisar o papel da política fiscal na determinação dos *spreads* soberanos a partir de dados em painel de 23 países emergentes (África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Kazaquistão, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela) no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 90% da capitalização de mercado do índice JPMorgan Emerging Markets Bond Index Global em dezembro de 2010.

O estudo se diferencia ao expandir para um amplo universo de países emergentes uma versão do modelo apresentado em Favero & Giavazzi (2004) para o Brasil. A questão se justifica na medida em que os países considerados na amostra são heterogêneos em muitos aspectos tais como sistema de metas inflação, taxa de poupança, nível de reservas, regime cambial e político. Dessa forma, a verificação, do impacto da austeridade fiscal nos *spreads* soberanos de economias emergentes diversas é questão fundamental na literatura de determinantes de *spreads* soberanos e no atual debate sobre ajuste fiscal. O foco do trabalho recai em uma especificação estática de longo prazo que inclui: i) medida de austeridade fiscal cujo superávit primário deve ser tal que mantenha constante a relação dívida/PIB; ii) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos déficit passados; iii) a aversão global ao risco como forma de isolar o efeito fiscal de choques externos; iv) o debate sobre a qualidade do ajuste fiscal sobre os *spreads* (ajuste Tipo I versus ajuste Tipo II) com modificações adicionais que tratam de problemas relacionados à significância dos estimadores reportada por Akitoby & Stratmann (2006); v) variáveis de controle e efeito fixo por país que mitiga o viés de variáveis omitidas além do tratamento da endogeneidade das variáveis fiscais; e vi) extensa análise de robustez, para verificar a estabilidade dos resultados em diferentes banco de dados e especificações de modelo.

Os resultados obtidos são robustos para diversas especificações de modelos e bancos de dados de variáveis fiscais. Os coeficientes são na sua maioria significativos e apresentam o sinal esperado, ou seja, quanto maior a austeridade fiscal, menor endividamento, menor aversão ao risco de mercado; maior receita e menor despesa; menores os *spreads* soberanos. Um aumento de 1% no superávit primário requerido diminui em média os *spreads* em 50 pontos base. No entanto, nesse estudo, não conseguimos confirmar a hipótese sobre a qualidade do ajuste fiscal na qual o ajuste Tipo I é mais efetivo que o ajuste Tipo II na redução dos *spreads*.

O estudo corrobora o argumento de que a austeridade fiscal é fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos além de contribuir como política pública de mitigação de choques externos.

Referências

- Afonso, António, & Strauch, Rolf. 2004. *Fiscal Policy Events and Interest Rate Swap Spreads: Evidence from de EU*. European Central Bank, Working Paper Series 303.
- Akitoby, Bernardin, & Stratmann, Thomas. 2006. *Fiscal Policy and Financial Markets*. IMF Working Paper 06/16.
- Alesina, Alberto, & Perotti, Roberto. 1995. *Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries*. Working Paper 5214 NBER Working Paper Series.
- Arora, Vivek, & Cerisola, Martin. 2001. How Does US Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets? *IMF Staff Papers*, **48**.
- Baltagi, Badi H., Griffin, James M., & Xiong, Weiwen. 2000. To Pool Or Not To Pool: Homogeneous Versus Heterogeneous Estimations Applied to Cigarette Demand. *The Review of Economics and Statistics*, **82**, 117–126.
- Bernoth, Kerstin, Von Hagen, Jürgen, & Schuknecht, Ludger. 2004. *Sovereign Risk Premia in the European Government Bond Market*. European Central Bank Working Paper Series 369.
- Calvo, Guillermo A. 2003. *Explaining Sudden Stops, Growth Collapse and BOB Crises: The Case of Distortionary Outputs Taxes*. Working Paper 9864 NBER Working Paper Series.
- Codogno, Lorenzo, Favero, Carlo, & Missale, Alessandro. 2003. Yield Spreads on EMU Government Bonds. *Economic Policy*, 503–532.
- Eaton, Jonathan, & Gersovitz, Mark. 1981. Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis. *Review of Economic Studies*, **48**, 289–309.
- Edwards, Sebastian. 1986. The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing. *European Economic Review*, **30**, 565–589.
- Ejsing, Jacob, & Lemke, Wolfgang. 2009. *The Janus-Headed Salvation Sovereign and Bank Credit Risk Premia During 2008–09*. European Central Bank. ECB Working Paper No. 1127.
- Favero, Carlo, & Giavazzi, Francesco. 2004. *Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil*. NBER Working Paper Series 10390.
- Favero, Carlo, Pagano, Marco, & Von Thadden, Ernst-Ludwig. 2005. *Valuation, Liquidity and Risk in Government Bond Markets*. IGIER Working Paper 281.
- Ferrucci, Gianluigi. 2003. *Empirical Determinants of Emerging Market Economies' Sovereign Bond Spreads*. Bank of England working paper n. 205.

- Gerlach, Stefan, Schulz, Alexander, & Wolff, Guntram B. 2010. *Banking and Sovereign Risk in the Euro Area*. Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 09/2010. Deutsche Bundesbank.
- Hallerberg, Mark; Wolff, Guntram. 2006. *Fiscal Institutions, Fiscal Policy and Sovereign Risk Premia*. Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 35/2006 Deutsche Bundesbank.
- Hanson, James A. 1974. Optimal International Borrowing and Lending. *American Economic Review*, **614**, 616–30.
- J.P. Morgan. 2004. *EMBI Global and EMBI Global Diversified. Rules and Methodology*. J.P. Morgan Securities Inc. Emerging Markets Research.
- J.P. Morgan. 2008. *Emerging Markets Debt and Indicators*.
- Kamin, Steven B., & Kleist, Karsten Von. 1999. *The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s*. International Finance Working Paper No. 653. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=231832> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.231832>.
- Kashiwase, Kenichiro, & Kodres, Laura E. 2005. *Emerging Market Spread Compression: Is It Real or is It Liquidity?* IMF Staff Paper.
- Klein, Lawrence R., & Kushnirsky, Fyodor I. 2005. Econometric Modeling at Mixed Frequencies. *Journal of Economic and Social Measurement*, **30**, 251–277.
- McGuire, Patrick, & Schrijvers, Martijn A. 2003. Common Factors in Emerging Spreads. *BIS Quarterly Review*.
- Pesaran, M. Hashem, & Smith, Ron. 1995. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, **68**, 79–113.
- Rozada, Martín G., & Yeyati, Eduardo L. 2006. *Global Factors and Emerging Market Spreads*. Inter-American Development Bank Working Paper 552.
- Sachs, Jeffrey, & Cohen, Daniel. 1982. *LDC Borrowing with Default Risk*. NBER Working Paper No. 925.
- Tong, Howell. 1983. *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis: Lecture Notes in Statistics, N. 21*. New York: Springer-Verlag.



Apêndice A

Função de Austeridade Fiscal

Nesse Apêndice deriva-se a medida de austeridade fiscal adotada apresentada em Favero & Giavazzi (2004). Os dados fiscais referem-se aos bancos de dados da Moody's (2008) e do J.P. Morgan (2008).¹³ Os juros relativos ao serviço da dívida correspondem às seguintes variáveis: General Government Interest Payment/GDP – Moodys (2008) e Interest on External and Domestic Debt Service (% GDP) – J.P. Morgan (2008). O superávit primário observado correspondem às seguintes variáveis: General Government Primary Balance /GDP - Moody's (2008) a Primary Fiscal Balance (% of GDP) – J.P. Morgan (2008). A receita e a despesa correspondem respectivamente à: General Government Revenue/GDP – Moody's (2008) e J.P. Morgan (2008) e General Government Expenditure/GDP - Moody's (2008) e J.P. Morgan (2008). Finalmente, a dívida total corresponde às seguintes variáveis: General Government Debt /GDP – Moody's (2008) e Public Sector Debt (% of GDP) – J.P. Morgan (2008).

Seja $di_t[de_t]$ a dívida interna (externa ou indexadas a US\$) no final do período t ; $gi_t[ge_t]$ o gasto com os juros das respectivas dívidas no período t ; e $ai_t[aet]$ a amortização líquida das respectivas dívidas realizada em t .

Portanto, através da equação de dinâmica da dívida:

$$di_t = di_{t-1} + gi_t - ai_t$$

$$de_t = de_{t-1} + ge_t - aet$$

Multiplicando-se a dívida externa com a taxa de câmbio média em t e (t) temos a dívida e os gastos denominados na moeda local.

$$de_t e_t = de_{t-1} e_t + ge_t e_t - ae_t e_t$$

Dividindo-se as duas dívidas pelo PIB nominal $q(t)$ temos

$$di_t/q_t = di_{t-1}/q_t + gi_t/q_t - ai_t/q_t$$

$$de_t e_t/q_t = de_{t-1} e_t/q_t + ge_t e_t/q_t - ae_t e_t/q_t$$

Seja:

$$xi_t = di_t/q_t \text{ e } xe_t = de_t e_t/q_t$$

Substituindo temos que:

¹³Os produtos, publicações ou dados do JPMorgan podem ser adquiridos diretamente através do email: morganmarkets@jpmorgan.com, ou ainda através de provedores mediante solicitação de pacotes customizados, e está disponível para exame de pesquisadores, mediante autorização prévia do JPMorgan.

$$xi_t = xi_{t-1} * q_{t-1}/q_t + gi_t/q_t - ai_t/q_t \quad (\text{A.1})$$

$$xe_t = xe_{t-1} * [q_{t-1}/q_t][e_t/e_{t-1}] + ge_t e_t/q_t - ae_t e_t/q_t \quad (\text{A.2})$$

Seja $xt = xit + xetemt = xet/xt$ então somando (B.1) e (B.2) temos:

$$x_t = x_{t-1}(1 - mt - 1)[q_{t-1}/q_t] + m_{t-1}[q_{t-1}/q_t][e_t/e_{t-1}] + g_t - a_t \quad (\text{A.3})$$

onde g_t é o custo de carregamento da dívida = $gi_t/q_t + ge_t e_t/q_t$ e a_t é o superávit primário = $ai_t/q_t + ae_t e_t/q_t$.

Seja a^* o superávit requerido que mantém constante a dívida pública total como fração do PIB, ou seja $x(t) = x(t - 1)$. Reordenando os termos de (A.3) temos:

$$a^*_t = x_{t-1}[q_{t-1}/q_t][(1 + m_{t-1}[e_t/e_{t-1} - 1]) - 1 + g_t \quad (\text{A.4})$$

Seguindo Favero & Giavazzi (2004), definimos a função $LSTARf(sup - sup^*)$ que identifica o esforço e a austeridade fiscal de cada país como:

$$AF = \frac{1}{1 + e^{(a-a^*)}} \quad (\text{A.5})$$

Apêndice B

Versão do modelo com variáveis fiscais contemporâneas

Nesse Apêndice, discutimos a versão onde as variáveis fiscais são definidas de forma contemporânea, ou seja, para todos os meses de cada ano como o valor da própria variável no ano corrente. Nessa versão, admite-se que o *spread* se forma com a expectativa das variáveis fiscais supondo que os agentes sempre acertam as suas expectativas. Este aumento de informação dos agentes é uma hipótese forte que também implica na possibilidade da variável fiscal ser endógena.

O *spread* refere-se em geral a uma parte pequena da dívida pública e não é evidente que condicione as variáveis fiscais. Por isto, diversos autores admitem as variáveis fiscais como exógenas. Esta hipótese é discutível, e por isto estimamos o modelo utilizando os estimadores Ordinary Least Squares – OLS e Generalized Method of Moments – GMM que requer que as variáveis instrumentais atendam a alguns critérios.

Foram realizados testes que avaliam:

- a) se os instrumentos utilizados são fracos utilizando o teste-F da regressão do primeiro estágio de cada variável fiscal; sob H_0 o instrumento é fraco, e não rejeitamos H_0 quando o teste F é menor do que 10;
- b) se os instrumentos são ortogonais ao resíduo do modelo, utilizando o teste J-Hansen; sob H_0 o resíduo é ortogonal, e não rejeitamos H_0 se o p-valor do teste é menor do que 0.1;
- c) se as variáveis fiscais são exógenas utilizando o teste de Wu-Hausman entendido para o caso de dados em painel, sob H_0 as variáveis instrumentadas são exógenas, e não rejeitamos H_0 se a estatística deste teste é menor do que 0.1.

A Tabela B.1 apresenta os resultados dos testes acima para o modelo (1') e (2'):

$$S_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it} + \gamma AF_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (1')$$

$$S_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it} + \gamma AF_{it} VIX_t + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (2')$$

Tabela B.1

Testes de validade dos instrumentos e endogeneidade

	H0	Modelo 1'		Modelo 2'	
		JPMorgan	Moody's	JPMorgan	Moody's
Teste <i>F</i> do primeiro estágio					
Dívida	Instr.fraco	66(*)	21(*)	66(*)	21(*)
AF	Instr.fraco	27(*)	24(*)	22(*)	20(*)
p-valor Teste J-Hansen	ortogonal	0.08(*)	0.87	0.04(*)	0.27
p-valor Teste Wu-Hausman	Exógeno		0.29		0.76

*significativos segundo os critérios descritos acima.

Os resultados mostram que:

- a hipótese de que os instrumentos são fracos é rejeitada para as variáveis fiscais - dívida e austeridade fiscal;
- a hipótese de que os instrumentos são ortogonais ao resíduo é rejeitada para os dados da JPMorgan, ou seja o GMM é válido apenas para o banco de dados da Moody's;
- a hipótese de que as variáveis fiscais é exógena não é rejeitada para o banco de dados da Moody's.

Estes resultados sugerem o uso do estimador OLS, seja por que as variáveis fiscais são exógenas para o banco de dados da Moody's ou porque o estimador GMM não é válido com os instrumentos disponíveis para o banco de dados do JPMorgan.

A Tabela B.2 apresenta os resultados do estimador OLS.

Tabela B.2Austeridade fiscal e os *spreads***

	Modelo 1'				Modelo 2'			
	JPMorgan		Moody's		JPMorgan		Moody's	
#obs	2110		2026		2110		1990	
R2	0.83		0.86		0.83		0.86	
	mean	stdev	mean	stdev	mean	stdev	mean	stdev
Dívida	0.311(*)	0.030	0.351(*)	0.027	0.313(*)	0.030	0.353(*)	0.027
AF	-1.503(*)	0.725	-1.505(*)	0.781	-0.068(*)	0.030	-0.073(*)	0.031
VIX	0.092(*)	0.021	0.083(*)	0.019	0.068(*)	0.024	0.062(*)	0.023

*significativos a 5%.

**os parâmetros foram estimados com a rotina *ivreg2* do programam STATA com os parâmetros *bw(6)*, *robust* que utiliza o estimador OLS e fornece variâncias robustas para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

Os resultados mostram que as variáveis fiscais são significativas, tem o sinal esperado e são qualitativamente semelhantes para todos os modelos e fontes de dados.

A Tabela B.3 apresenta os testes de validação dos instrumentos do estimador GMM para o modelo 3' e 4':

$$S_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it} + \gamma AF_{it} + \phi R_{it} + \varphi G_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (\text{B.3}')$$

$$S_{it} = \alpha_i + \beta VIX_t + \delta D_{it} + \gamma AF_{it}.VIX_t + \phi R_{it} + \varphi G_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (\text{B.4}')$$

Tabela B.3

Testes de validade dos instrumentos e endogeneidade

	H0	Modelo 3'		Modelo 4'	
		JPMorgan	Moody's	JPMorgan	Moody's
Teste F do primeiro estágio					
Dívida	Instr.fraco	66(*)	21(*)	66(*)	21(*)
AF	Instr.fraco	27(*)	24(*)	22(*)	20(*)
Receita	Instr.fraco	15(*)	20(*)	15(*)	20(*)
Despesa	Instr.fraco	7	9	7	9
p-valor Teste J-Hansen	ortogonal	0.09(*)	0.71	0.05(*)	0.73
p-valor Teste Wu-Hausman	Exógeno		0.09		0.06

*significativos segundo os critérios descritos acima.

Os resultados mostram que:

- a hipótese de que os instrumentos são fracos é rejeitada para as variáveis fiscais exceto a despesa;
- a hipótese de que os instrumentos são ortogonais ao resíduo é rejeitada para o banco de dados do JPMorgan, ou seja o GMM é válido apenas para o banco de dados da Moody's;
- a hipótese de que as variáveis fiscais são exógenas é rejeitada. Estes resultados são ambíguos, uma vez que a variável despesa não tem instrumentos adequados, o uso do estimador GMM é válido e necessário para o banco de dados da Moody's, mas não é válido para o banco de dados do JPMorgan.

A rigor a análise pode ser feita com o estimador OLS para o banco de dados do JPMorgan e com o estimador GMM para o banco de dados da Moody's como apresentado na Tabela B.4.

Tabela B.4Qualidade do ajuste e os *spreads***

	Modelo 3'				Modelo 4'			
	<i>JPMorgan(OLS)</i>		<i>Moody's(GMM)</i>		<i>JPMorgan(OLS)</i>		<i>Moody's(GMM)</i>	
#obs	2110		1990		2110		1990	
R2	0.84		0.84		0.84		0.84	
	<i>mean</i>	<i>stdev</i>	<i>mean</i>	<i>stdev</i>	<i>mean</i>	<i>stdev</i>	<i>mean</i>	<i>stdev</i>
Dívida	0.31*	0.03	0.33*	0.05	0.31*	0.03	0.33*	0.06
AF	-1.66*	0.75	5.95	3.64	-0.08*	0.03	0.22	0.14
Receita	-0.17	0.11	-1.37*	0.63	-0.19	0.10	-1.12	0.51
Despesa	0.37*	0.08	-0.54	0.38	0.37*	0.07	-0.49	0.37
VIX	0.08*	0.02	0.07*	0.02	0.05*	0.02	0.14*	0.05

*significativos a 5%.

**os parâmetros foram estimados com a rotina *ivreg2* do programam STATA com os parâmetros *bw(6)*, robust que fornece variâncias robustas para heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos. O modelo foi estimado em duas versões: OLS – supondo que as variáveis indicadas são exógenas e GMM – instrumentando estas variáveis. Os seguintes instrumentos foram utilizados: controles defasados: dívida externa ou indexada em dólar sobre o PIB, dívida pública total e superávit primário normalizados pelo PIB e defasados de 1 ano.

Os resultados mostram que o efeito da dívida e do VIX são significativos em todos os casos, e o efeito das demais variáveis tem o sinal esperado, mas são significativos apenas em alguns dos casos.