

Rocha, Katia; Moreira, Ajax

**Working Paper**

## O impacto da política fiscal nos spreads soberanos: A austeridade fiscal e a qualidade do ajuste

Texto para Discussão, No. 1422

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Rocha, Katia; Moreira, Ajax (2009) : O impacto da política fiscal nos spreads soberanos: A austeridade fiscal e a qualidade do ajuste, Texto para Discussão, No. 1422, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/90944>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1422**

## **O IMPACTO DA POLÍTICA FISCAL NOS *SPREADS* SOBERANOS: A AUSTERIDADE FISCAL E A QUALIDADE DO AJUSTE**

**Katia Rocha  
Ajax Moreira**



# TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1422

## O IMPACTO DA POLÍTICA FISCAL NOS *SPREADS* SOBERANOS: A AUSTERIDADE FISCAL E A QUALIDADE DO AJUSTE\*

**Katia Rocha\*\***

**Ajax Moreira\*\*\***

Brasília, setembro de 2009

---

\* Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J.P.Morgan) e Felipe Pinheiro (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES) pelas críticas, sugestões e disponibilização de dados. As opiniões expressas neste estudo são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo o ponto de vista do Ipea.

\*\* Técnica de Planejamento e Pesquisa do Ipea (endereço eletrônico: [katia.rocha@ipea.gov.br](mailto:katia.rocha@ipea.gov.br)).

\*\*\* Coordenador de Economia Financeira do Ipea (endereço eletrônico: [ajax.moreira@ipea.gov.br](mailto:ajax.moreira@ipea.gov.br)).

## **Governo Federal**

### **Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República**

**Ministro** Daniel Barcelos Vargas (interino)

## **ipea** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidente**

Marcio Pochmann

#### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Fernando Ferreira

#### **Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais**

Mário Lisboa Theodoro

#### **Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia** (em implantação)

José Celso Pereira Cardoso Júnior

#### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

João Sicsú

#### **Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Liana Maria da Frota Carleial

#### **Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura**

Márcio Wohlers de Almeida

#### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Jorge Abrahão de Castro

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-chefe de Comunicação**

Daniel Castro

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL E62, F37, G15, H62

## **TEXTO PARA DISCUSSÃO**

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 EFEITO DO AJUSTE FISCAL SOBRE OS <i>SPREADS</i> SOBERANOS	9
3 A QUALIDADE DO AJUSTE FISCAL E OS <i>SPREADS</i> SOBERANOS	13
4 CONCLUSÕES	14
REFERÊNCIAS	16
ANEXOS	17



## SINOPSE

O objetivo do estudo é analisar o papel da política fiscal na determinação do *spread* soberano de um grupo de 23 países emergentes no período de 1995 a 2008, focando duas questões: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do superávit primário para uma trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal, ou seja, a composição do superávit. O estudo expande e trata de algumas limitações apresentadas em Favero e Giavazzi (2004) para o caso brasileiro, e incorpora o debate proposto em Akitoby e Stratmann (2006) sobre a qualidade do ajuste fiscal e a formação dos *spreads* de risco-país. Os resultados obtidos são robustos para diversas especificações de modelos quanto à austeridade fiscal, à utilização de variáveis instrumentais e aos dois bancos de dados fiscais. Os coeficientes são significativos e apresentam o sinal esperado, ou seja, a redução dos *spreads* soberanos é função da maior austeridade fiscal, menor endividamento e maior acúmulo de superávit via diminuição de gastos (ajuste do tipo I, basicamente em despesas correntes, em detrimento do ajuste do tipo II, por meio de aumento dos impostos e cortes no investimento público). O estudo corrobora o argumento de que, uma vez controlada pela aversão ao risco internacional, a austeridade fiscal aparece como fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos de países emergentes, além de contribuir como uma potencial política pública de mitigação do efeito-contágio.

## ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the role of fiscal policy in the determinants of the sovereign spreads of a group of 23 emerging market countries in the period 1995-2008 focusing on two matters: *i*) fiscal policy sustainability, known as the accumulation of primary budget surplus, that keeps the debt-to-gdp ratio constant, and *ii*) the quality of fiscal adjustment, understand as the composition of the primary budget surplus. The paper expands and deals with some limitations in the model proposed by Favero and Giavazzi (2004) to the Brazilian case, and incorporates the debate proposed by Akitoby and Stratmann (2006) regarding the importance of the fiscal policy sustainability as well as the quality of fiscal adjustment in the term premia of sovereign spreads. The results are robust to several model's specifications, by using instrumental variables, and either one of two different database of fiscal variables. The estimates are significant and with the expected signal, i.e., the higher the fiscal sustainability, the less the debt-to-gdp ratio, the less the market risk aversion, the so-called Type I adjustment (expenditure-based mainly on current expenditures) in detriment of the Type II (tax increase and cuts in public spending), the higher the spread reduction. The paper evidence that once accounted for international financial shocks, fiscal policy sustainability plays a relevant role in determining the sovereign spreads of emerging markets besides contribute as an effective public policy that potentially mitigates spillover effects.





# 1 INTRODUÇÃO

O custo do empréstimo realizado por países emergentes ou por empresas neles sediadas tem no *spread* soberano um dos elementos fundamentais da sua determinação, o que afeta a capacidade de investimento das empresas e dos governos. Este custo é, portanto, um elemento importante na determinação do crescimento econômico dos países.

O *spread* soberano corresponde à taxa de juros com a qual um determinado país emergente se financia, acima de uma taxa sem risco adotada como *benchmark*,<sup>1</sup> e reflete a capacidade do país de honrar seus compromissos, assim como condições internacionais de liquidez e aversão ao risco.

No contexto do mercado de títulos soberanos, os investidores avaliam a saúde das finanças públicas de cada governo e transformam esta análise em um julgamento financeiro. Ao diferenciarem as taxas de juros, ou, de forma equivalente, os *spreads* dos títulos soberanos emitidos por 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, ou, igualmente, da probabilidade de *default*, que está relacionada com os valores atuais da dívida e da sua sustentabilidade, entre outros.

O *spread* é uma variável observada diariamente, sendo usual a adoção do índice Emerging Markets Bond Index Global (EMBIG) de cada emergente, conforme descrito em J.P.Morgan (2004).<sup>2</sup>

A influência que os participantes do mercado exercem nos preços de diferentes títulos públicos refere-se, portanto, à disciplina de mercado. Para que esta disciplina *efetivamente* ocorra é necessário que: *i*) o governo tenha “o mesmo acesso” ao mercado de capital que os outros devedores, incluindo os agentes privados; *ii*) haja incentivos apropriados para punição caso ocorra o *default*; e *iii*) informações precisas e instantâneas sobre estatísticas de orçamento do governo estejam disponíveis.

Todas essas condições são necessárias, mas não suficientes, para uma efetiva disciplina de mercado nas políticas do governo, as quais, devido a imperfeições no mercado de capitais como assimetria e incompletude, deixam espaço para o governo ignorar seus sinais.

A relação entre as variáveis fiscais e os *spreads* soberanos é uma questão central da política macroeconômica e objeto de inúmeros estudos empíricos. A validação desta relação depende do entendimento conceitual dos mecanismos subjacentes e de questões técnicas sobre a estimação dos modelos.

A maioria dos estudos empíricos na literatura de determinantes de risco-país corrobora a evidência de que fatores fiscais afetam os *spreads* de risco, muito embora o impacto seja por vezes não linear, ou não significativo para déficits transitórios e pequenos.

---

1. Usualmente as taxas de juros de títulos do Tesouro americano.

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

Argumentos que associam os *spreads* a fundamentos macroeconômicos e a choques internacionais de liquidez e risco podem ser encontrados em diversos artigos: Arora e Cerisola (2001), Favero, Pagano e Von Thadden (2005), Ferruci (2003), Kashiwase e Kodres (2005), McGuire e Schrijvers (2003), e Rozada e Yeyati (2006).

Em particular, Codogno, Favero e Missale (2003) e Calvo (2003) argumentam que, uma vez controlada pela aversão ao risco internacional, a vulnerabilidade fiscal aparece como determinante dos *spreads* soberanos.

A relação entre o diferencial de taxas de juros e a política fiscal nos países da União Europeia é discutida em Afonso e Strauch (2004), Bernoth, Von Hagen e Schuknecht (2004) e Hallerberg e Wolff (2006), que ressaltam a importância da austeridade fiscal estabelecida pelo Maastricht Treaty sob a forma do Pacto de Estabilidade e Crescimento (Stability and Growth Pact), uma série de regras e procedimentos que especificam limites claros em termos de déficit (menor que 3% do produto interno bruto – PIB) e dívida total (menor que 60% do PIB), que devem ser cumpridas pelos membros da União Europeia.

Em relação a países emergentes, Akitoby e Stratmann (2006) fomentam o debate não apenas sobre o ajuste fiscal, mas principalmente sobre a qualidade do ajuste sobre os *spreads*, com o ajuste do tipo I, que ocorre basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II, no qual há aumento dos impostos e cortes no investimento público.

Finalmente, Favero e Giavazzi (2004) analisam o caso brasileiro e, ao controlar pelo superávit primário requerido para uma trajetória estacionária da dívida pública, concluem em favor da austeridade fiscal como determinante do *spread*.

O objetivo deste estudo é analisar o papel da política fiscal na determinação do *spread* soberano de um grupo de 23 países emergentes no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 89% da capitalização de mercado do índice Emerging Markets Bond Index Global, do J.P.Morgan, em dezembro de 2008. Assim como na maioria dos estudos de determinantes de risco-país, a metodologia adotada utiliza modelos de dados em painel, nos quais o *spread* soberano é explicado por uma gama de variáveis macroeconômicas além da aversão ao risco de mercado. Em particular, analisa-se a importância de duas questões: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do superávit primário para uma trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal, ou seja, a composição do superávit.

No que tange à primeira questão, o estudo expande para um universo de 23 emergentes o modelo apresentado em Favero e Giavazzi (2004) para o caso brasileiro, no qual a diferença entre o superávit primário observado e o requerido para a sustentabilidade da dívida tem influência preponderante e não linear sobre os *spreads*. O modelo foi aperfeiçoado, incluindo-se: *i*) variáveis de controle e um efeito fixo por país, que mitiga o viés de variáveis omitidas; *ii*) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos superávits passados; *iii*) o efeito isolado da aversão ao risco de mercado, de forma a separar o efeito fiscal do efeito do risco global; e *iv*) um estimador próprio para cuidar da possível endogeneidade das variáveis fiscais.

Com respeito à questão da composição do superávit, utilizou-se como base Akitoby e Stratmann (2006), que exploram o efeito diferenciado das formas de

obtenção do superávit, com inferências sobre a qualidade do ajuste do tipo I, que ocorre basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II, no qual há aumento dos impostos e cortes no investimento público. Foram incluídas, neste contexto, as medidas propostas anteriormente sobre superávit primário requerido e a forma não linear de percepção dos agentes, e modificações adicionais que tratam mais rigorosamente os problemas de significância dos estimadores reportados em Akitoby e Stratmann (2006).

O trabalho está apresentado da seguinte forma: a próxima seção introduz a questão do efeito da austeridade fiscal sobre os *spreads* soberanos; a seção 3 analisa a questão da composição dos *spreads*; e a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

## 2 EFEITO DO AJUSTE FISCAL SOBRE OS *SPREADS* SOBERANOS

A apuração das variáveis fiscais depende da qualidade da governança dos países e das suas características institucionais, e frequentemente não leva em consideração, no resultado apurado, todas as instâncias do governo, como, por exemplo, as medidas divulgadas pelo International Finance Statistics (IFS). A complexidade deste fator motivou a utilização de dados anuais que são apurados e divulgados pelo banco de investimento J.P.Morgan (2008) e pela agência de classificação de risco Moody's (2008).<sup>3</sup> Enquanto os *spreads* soberanos são negociados diariamente, apresentando grande volatilidade, as variáveis fiscais são disponibilizadas apenas em termos anuais, sendo de natureza menos volátil. Uma das dificuldades para se estimar o efeito das variáveis fiscais sobre o *spread* é esta diferença de situações: de um lado, temos variáveis apuradas diariamente – e que aqui estão agregadas mensalmente –, e de outro, temos variáveis fiscais apuradas anualmente.

Esse contexto motivou ignorarem-se os aspectos dinâmicos desta relação e propor-se o modelo (1), que é estimado a partir de uma amostra de 23 países com dados fiscais anuais entre 1995-2008 e variáveis de controle mensais para o mesmo período. Neste formato, o modelo – uma forma reduzida da relação estática entre o *spread* e as variáveis fiscais – tem a vantagem de incluir na estimação a relação entre as variáveis em uma ampla variedade de estados do ciclo econômico e estado fiscal dos países.

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

$$AF_{it} = f(sup_{it} - sup^*_{it}) VIX_t \quad (1b)$$

Nesse modelo,  $s_{it}$  representa o *spread* do país  $i$  no mês  $t$ ;  $\alpha_i$  corresponde ao efeito fixo por país;  $VIX_t$  à medida de aversão ao risco global  $VIX$ ;<sup>4</sup>  $D_{it}$  à dívida pública total em relação ao PIB;  $AF_{it}$  representa a austeridade fiscal, medida como função da diferença entre o superávit primário observado ( $sup$ ) e o requerido ( $sup^*$ ) para manter

3. A falta de um banco de dados global das finanças consolidadas do governo geral em relação a países emergentes é notória. Foram utilizadas, neste trabalho, medidas fiscais apuradas por entidades privadas interessadas no risco de crédito dos países (Moody's) e por um banco de investimento (J.P.Morgan), que são medidas em termos anuais. Nestas condições, utilizou-se um modelo misto, em que os dados são apurados mensalmente, mas os dados fiscais são apurados anualmente e supostos iguais para todos os meses de cada ano.

4. O 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.

a dívida como uma proporção do produto constante e um termo iterado de aversão ao risco ( $VIX$ ); e  $X_{it}$  refere-se às seguintes variáveis de controle: *i*) taxa de inflação (preços ao consumidor), crescimento real do PIB; *ii*) reservas do banco central, crédito privado, saldo comercial, abertura comercial (importação mais exportação), saldo comercial (importação menos exportação) – todas como proporção do PIB.

Com relação ao termo de austeridade fiscal,  $f(\cdot)$  corresponde à função não linear LSTAR, utilizada por Favero e Giavazzi (2004):

$$f(\text{sup}_{it} - \text{sup}_{it}^*) = \frac{1}{1 + e^{(\text{sup}_{it} - \text{sup}_{it}^*)}}$$

Essa função distingue melhor a diferença dos estados de aumento e diminuição da dívida, com efeito de saturação nos extremos da distribuição. Dessa forma, a função enfatiza a diferença entre os países que reduzem e os que aumentam a sua dívida. O superávit primário requerido depende do custo previsto de carregamento da dívida nas diversas moedas em que foi emitida, e também da desvalorização da moeda, que implica um ajuste no valor da dívida em moeda local.<sup>5</sup> Ainda em relação ao termo de austeridade fiscal, este é multiplicado pela medida de aversão ao risco de mercado  $VIX_{it}$  para levar em consideração que, a partir de um mesmo choque externo, entendido como uma mudança nos níveis de percepção de risco global do mercado, observa-se uma resposta específica em cada emergente (medida pelas variações nos respectivos *spreads* soberanos). Este argumento, apresentado em Calvo (2003), ressalta o papel dos fundamentos domésticos como multiplicadores de choques externos.

Os *spreads* soberanos foram obtidos a partir do índice EMBIG, do J.P.Morgan, para cada país; as variáveis fiscais de dívida e superávit foram obtidas da base anual da Moody's (2008) e do J.P.Morgan (2008), as quais possuem coberturas temporais/países diferentes; e as variáveis de controle com periodicidade mensal, da base de dados do IFS.

A estimação do modelo proposto pela Eq.(1) suscita algumas questões metodológicas: o viés de variáveis omitidas, a determinação simultânea do *spread* e das variáveis fiscais e, finalmente, o tipo de especificação do modelo.

O efeito de todas as variáveis omitidas relacionadas com as variáveis fiscais é computado como o efeito das variáveis não omitidas, em particular da variável fiscal. Na literatura, encontramos dois procedimentos que mitigam este viés: a incorporação de um efeito fixo por país, e de um conjunto de variáveis de controle. O efeito fixo elimina o efeito de todas as variáveis omitidas que sejam constantes no tempo, e as variáveis de controle, o efeito das variáveis incluídas.

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 que estas variáveis são exógenas para o *spread*. Prescindindo desta hipótese, o modelo deve ser estimado utilizando-se o estimador de dois estágios ou o *generalized method of moments* (GMM), que utilizam variáveis instrumentais para obter estimativas não

---

5. No anexo 1 é apresentada uma derivação formal do custo de carregamento da dívida, considerando-se os dados disponíveis.

viesadas dos resultados. Estes procedimentos reduzem a eficiência dos estimadores, especialmente quando os instrumentos são fracos. Portanto, a utilização de instrumentos é ambígua: elimina o eventual efeito da endogeneidade, mas reduz a eficiência dos estimadores. Neste estudo, em que a endogeneidade é discutível conceitualmente, estima-se o modelo em duas versões, com e sem instrumentos para as variáveis fiscais.

A hipótese de homogeneidade implícita na Eq. (1), em que a resposta do *spread* às variáveis explicativas é a mesma para todos os países, é neste caso natural, porque o valor do *spread* é formado no mercado internacional de capitais, no qual o título dos países está sujeito às mesmas condições de negociação, além de ter a vantagem de obter estimadores mais robustos e com melhor desempenho preditivo, como mostram Baltagi, Griffin e Xiong (2000).

## 2.1 RESULTADOS

Os resultados focalizam a forma de se medir a austeridade fiscal. Para isto, serão consideradas diferentes especificações: *i)* de forma a isolar o efeito da austeridade fiscal, será considerada a eliminação da interação com a aversão ao risco; *ii)* de forma a avaliar o efeito da transformação não linear, esta será substituída por uma função linear; e, finalmente, *iii)* para avaliar o efeito da combinação de dados mensais/anuais, o modelo será estimado com todos os dados agregados anualmente. Este conjunto de resultados será repetido com as variáveis fiscais observadas (tabela 1) e com o estimador GMM e os instrumentos indicados, apresentados na tabela 2.

As tabelas mostram os resultados para os dois conjuntos de dados fiscais utilizados, J.P.Morgan e Moody's, e em cada caso apresentam os coeficientes estimados, significativos a 5%,<sup>6</sup> omitindo os coeficientes relativos às variáveis de controle. Também são apresentados o tamanho da amostra (#) e a medida de ajuste do modelo (R2).<sup>7</sup> As duas primeiras colunas da tabela indicam, para cada caso estimado, a agregação dos dados não fiscais e a especificação da função de austeridade fiscal (AF).

TABELA 1  
Austeridade fiscal e os *spreads* soberanos (painel)

Dados	Modelo	J.P.Morgan #países=17					Moody's #países=19				
		n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_{it}$	2.110	0,77	0,068	0,068	0,313	2.026	0,82	0,062	0,073	0,353
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)$	2.110	0,77	0,092	1,503	0,311	2.026	0,82	0,083	1,505	0,351
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_{it}$	2.110	0,76	0,113	-	0,309	2.026	0,81	0,097	-	0,349
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)\text{VIX}_{it}$	177	0,84	-	-	0,319	160	0,82	-	-	0,230

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

No modelo de referência apresentado na primeira linha da tabela 1, os coeficientes relativos a todas as variáveis apresentam o sinal esperado e são significativos para os dois conjuntos de dados utilizados, ou seja, quanto maior a

6. No anexo 2 são apresentados os resultados completos.

7. O modelo foi estimado por meio da rotina *ivreg2* do Stat, com o parâmetro *robust*, que obtém estimadores robustos para heteroestaticidade do resíduo. No caso da estimativa com variável instrumental, utilizou-se o estimador GMM.

aversão ao risco de mercado (*VIX*), maior a dívida, e quanto menor a austeridade fiscal, maior o *spread* soberano. Vale mencionar que a derivada da função  $f()$  com respeito ao superávit primário é negativa, portanto, um aumento do superávit observado em relação ao requerido implica a redução da quantidade (*AF*). Por esta razão, quando o coeficiente de *AF* é positivo, como esperado, o aumento do superávit primário implica a redução do *spread* soberano.

Na segunda linha, na qual a especificação de austeridade fiscal não depende do termo de aversão ao risco de mercado *VIX*, os resultados continuam significativos e com o sinal esperado, indicando que a medida de austeridade fiscal é isoladamente importante na determinação do *spread*.

Na terceira linha, a especificação de austeridade fiscal é definida desconsiderando-se a transformação não linear, e o efeito desta quantidade sobre o *spread* não é significativo, indicando que o mercado responde de forma não linear a mudanças nas variáveis fiscais.

Finalmente, a última linha apresenta os resultados do modelo estimado com os dados agregados no ano. Neste caso, o efeito do risco global é nulo, assim como o efeito da medida de austeridade fiscal. É digna de nota a estabilidade do efeito da dívida soberana, significativo e com valores semelhantes em todos os resultados.

Para poder-se avaliar a questão da endogeneidade entre os *spreads* e as variáveis fiscais, são reproduzidos na tabela 2 os resultados da tabela 1, utilizando-se o estimador GMM,<sup>8</sup> que leva em consideração as variáveis fiscais endógenas e possui os seguintes instrumentos: controles defasados, dívida externa ou indexada em dólar sobre o PIB, dívida pública total e superávit primário, normalizados pelo PIB e defasados de um ano.

TABELA 2  
Política fiscal e os *spreads* soberanos (GMM)

Modelo	J.P.Morgan #países=17						Moody's #países=19				
	Austeridade fiscal	n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)VIX_t$	2.098	0,82	-	0,21	0,28	1.990	0,86	0,07	-	0,39
Mensal	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)$	2.098	0,82	0,07	5,14	0,28	1.990	0,86	0,08	-	0,38
Mensal	$(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)VIX_t$	2.098	0,81	0,12	-0,01	0,29	1.990	0,86	0,08	-	0,40
Anual	$f(\text{sup}_{it}-\text{sup}_{it}^*)VIX_t$	176	0,83	-	-	0,33	157	0,66	-	-	0,44

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

A utilização de variáveis instrumentais não altera qualitativamente os resultados, confirmando as conclusões anteriores. A dívida pública e a política fiscal são consistentemente relevantes na determinação do *spread*, com a dívida aumentando os *spreads* e a austeridade fiscal diminuindo-os por meio da acumulação de superávit primário superior ao superávit requerido, de forma a manter a dívida em uma trajetória estável. A utilização das variáveis instrumentais reduz a eficiência dos estimadores, o que pode justificar alguns dos resultados inadequados, especialmente no que tange à terceira linha, relativa à variável *AF*. Neste caso, a não linearidade

8. O modelo foi estimado por meio da rotina *ivreg2* do Stata, com o parâmetro *gmm*, robust.

implica que os instrumentos utilizados são fracos para esta variável. Chama a atenção aqui, também, a estabilidade do efeito do nível da dívida.

### 3 A QUALIDADE DO AJUSTE FISCAL E OS *SPREADS* SOBERANOS

A forma como o superávit fiscal é obtido é uma indicação da sustentabilidade do ajuste fiscal, por isto Akitoby e Stratmann (2006) propuseram discriminar o tipo de ajuste fiscal, incluindo no modelo a receita e a despesa do governo. Os autores argumentam que, para um dado superávit, países com menores despesas do governo (ajustes do tipo I) são mais propensos ao equilíbrio fiscal do que aqueles com maior receita fiscal (ajustes do tipo II).

O mesmo superávit pode ser obtido por meio do aumento de impostos ou da redução de gastos; no entanto, o efeito macroeconômico destes dois movimentos é diferente. A redução de gastos, se feita em termos permanentes, indica ganhos de eficiência na operação da máquina pública, assim como o aumento da taxaçoão pode indicar um movimento transitório não sustentável politicamente.

A influência da composição do superávit em relação aos *spreads* será discutida a partir do modelo (2), proposto na forma reduzida. A especificação padrão apresentada na seção 2, com e sem o efeito fixo, foi estendida com a inclusão da receita  $R_{it}$  e do gasto público  $G_{it}$ , normalizados pelo PIB – dados extraídos do banco de dados da Moody's (2008) e do J.P.Morgan (2008).

$$s_{it} = \alpha_i + \beta \cdot VIX_t + \delta \cdot D_{it} + \gamma \cdot AF_{it} + \phi R_{it} + \varphi G_{it} + \lambda X_{it} + u_{it} \quad (2a)$$

$$AF_{it} = f(sup_{it} - sup_{it}^*) VIX_t \quad (2b)$$

Na especificação proposta por Akitoby e Stratmann (2006), não é possível distinguir o efeito de composição do superávit do efeito do nível do superávit porque, por exemplo, 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, ser interpretados como efeito da composição ou da forma de obtenção do superávit.

A especificação proposta em (2) contém, além da receita e do gasto público, uma medida de austeridade fiscal. Desta forma, os coeficientes da receita e da despesa podem ser interpretados como efeito de composição ou qualidade do superávit.

#### 3.1 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a quantidade AF especificada como modelo de referência – incluindo a aversão ao risco global e a transformação não linear – e com os dados não fiscais mensais. Na tabela, apresentam-se os resultados do modelo de painel e com o estimador GMM.

Na hipótese na qual as variáveis fiscais são exógenas para o *spread*, e o estimador utiliza as variáveis observadas, os resultados mostram, para os dois conjuntos de dados, que o mercado valoriza mais a redução do gasto do que o aumento dos impostos, mantido o mesmo nível de superávit primário. Isto confirma a hipótese de



Akitoby e Stratmann (2006) sobre a influência da qualidade do ajuste fiscal nos *spreads*, com o ajuste do tipo I, basicamente em despesas correntes, sendo mais efetivo na redução dos *spreads* do que o ajuste do tipo II – aumento dos impostos e cortes no investimento público.

Quando se admite endogeneidade das variáveis fiscais, os resultados não são robustos, e alguns coeficientes não são significativos, ou têm o sinal errado. Valem aqui os mesmos comentários feitos anteriormente sobre as variáveis instrumentais utilizadas.

TABELA 3  
Qualidade do ajuste fiscal e os *spreads* soberanos

	J.P.Morgan #países=17							Moody's #países=19						
	n	R2	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos	n	R2	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos
Painel	2.110	0,78	0,05	0,08	0,31	-0,19	0,37	2.026	0,83	0,03	0,07	0,35	-0,27	0,31
GMM	2.098	0,82	-	0,26	0,28	-	0,33	1.990	0,86	0,11	-0,13	0,33	-0,88	-0,41

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

## 4 CONCLUSÕES

A relação entre a política fiscal e os *spreads* soberanos é uma questão central da política macroeconômica e tem sido objeto de inúmeros estudos empíricos na literatura de determinantes do risco-país desde a década de 1990. Recentemente, o debate evoluiu ao envolver fatores internacionais relativos a choques externos de liquidez e aversão ao 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* de risco-país.

Neste trabalho, foram analisados os determinantes dos *spreads* soberanos a partir de um modelo de dados em painel, focando, em especial, duas variáveis fiscais: *i*) a austeridade fiscal, entendida como o acúmulo do superávit primário para uma trajetória sustentável de dívida; e *ii*) a qualidade do ajuste fiscal, ou seja, a composição do superávit.

O estudo expande o modelo apresentado em Favero e Giavazzi (2004) para o caso brasileiro a um universo de 23 países emergentes no período de 1995 a 2008, amostra que corresponde a mais de 89% da capitalização de mercado do índice Emerging Markets Bond Index Global, do J.P.Morgan, em dezembro de 2008, e trata de algumas limitações ao incluir: *i*) a aversão ao risco de mercado como forma de separar o efeito fiscal do efeito do risco global; *ii*) o nível da dívida que considera o efeito acumulado dos superávits passados; *iii*) diversas variáveis de controle; *iv*) um efeito fixo por país, que mitiga o viés de variáveis omitidas; e *v*) um estimador próprio para cuidar da possível endogeneidade das variáveis fiscais. Adicionalmente, o estudo faz referência ao debate sobre a qualidade do ajuste fiscal, que explora a composição do superávit, e inclui modificações no modelo proposto por Akitoby e Stratmann (2006), tratando de forma mais rigorosa o problema de significância dos estimadores reportado pelos autores.

Os resultados obtidos são robustos para diversas especificações de modelos quanto à austeridade fiscal, à utilização de variáveis instrumentais e aos dois bancos de dados fiscais. Os coeficientes são significativos e apresentam o sinal esperado, ou

seja, a redução dos *spreads* soberanos é função da maior austeridade fiscal, menor endividamento e maior acúmulo de superávit via diminuição de gastos (ajuste do tipo I, basicamente em despesas correntes, em detrimento do ajuste do tipo II, por meio de aumento dos impostos e cortes no investimento público). O estudo corrobora o argumento de que, uma vez controlada pelos choques externos de risco, a austeridade fiscal aparece como fator relevante na determinação dos *spreads* soberanos de países emergentes, além de contribuir como uma potencial política pública de mitigação de efeitos-contágio.

## REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; STRAUCH, R. **Fiscal policy events and interest rate swap spreads: evidence from the EU.** European Central Bank, 2004. (Working Paper Series n. 303).
- AKITOBY, B.; STRATMANN, T. **Fiscal policy and financial markets.** IMF Working Paper 06/16, 2006.
- ARORA, V.; CERISOLA, M. **How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets?** IMF Staff Papers 48 (3), 2001.
- BALTAGI, B.H.; GRIFFIN, J.M.; XIONG, W. To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimations applied to cigarette demand. **The Review of Economics and Statistics**, 2000., p.117-126, 82 (1).
- BERNOTH, K.; VON HAGEN, J.; SCHUKNECHT, L. **Sovereign risk premia in the European Government bond market.** European Central Bank, 2004. (Working Paper Series n. 369).
- CALVO, G. **Explaining sudden stops, growth collapse and BOB Crises: the case of distortionary outputs taxes** Working Paper 9864 NBER. Working Paper Series, 2003.
- CHICAGO BOARD OPTION EXCHANGE. VIX – CBOE Volatility Index, 2003.
- CODOGNO, L.; FAVERO, C.; MISSALE, A. **Yield spreads on EMU.** Economic Policy. October. p. 503-532, 2003.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI F. **Inflation Targeting and debt: lessons from Brazil** NBER, 2004. (Working Paper Series n. 10390).
- FAVERO, C.; PAGANO, M.; VON THADDEN, E. **Valuation, liquidity and risk in government bond markets.** IGIER, 2005. (Working Paper n.281).
- FERRUCCI, G. **Empirical determinants of emerging market economies sovereign bond spreads.** Bank of England, 2003 (Working Paper n. 205).
- HALLERBERG, M.; WOLFF, G. **Fiscal institutions, fiscal policy and sovereign risk premia.** Deutsche Bundesbank, 2006. (Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 35/2006).
- MORGAN, J. P. EMBI Global and EMBI global diversified. Rules and methodology. J.P. Morgan Securities Inc. **Emerging Markets Research**, 2004.
- \_\_\_\_\_. **Emerging markets debt and indicators.** October, 2008.
- KASHIWASE, K.; KODRES, L. **Emerging market spread compression: is it real or is it liquidity?** IMF Staff Paper (forthcoming), 2005.
- MCGUIRE, P.; SCHRIJVERS, M. **Common factors in emerging spreads.** BIS Quarterly Review. December, 2003.
- MOODY'S. **Moody's statistical handbook.** Country Credit. November, 2008.
- ROZADA, M.; YEYATI, E. **Global factors and emerging market spreads.** Inter-American Development Bank. 2006. (Working Paper n. 552).

## ANEXO 1

### DERIVAÇÃO DO SUPERÁVIT REQUERIDO PREVISTO

Seja:

$di_t$  [ $de_t$ ]: dívida interna [externa ou indexada a US\$] no final do período  $t$

$gi_t$  [ $ge_t$ ]: gasto com os juros das respectivas dívidas no período  $t$

$ai_t$  [ $ae_t$ ]: amortização líquida das respectivas dívidas, realizada em  $t$

Portanto, por meio da equação de dinâmica da dívida:

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

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

Multiplicando-se a dívida externa pela 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:

$$xi_t = di_t / q_t \quad e$$

$$xe_t = de_t e_t / q_t$$

Substituindo, temos:

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

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

Seja  $x_t = xi_t + xe_t$  e  $m_t = xe_t / x_t$ , então somando (1) e (2) temos:

$$x_t = x_{t-1} \{ (1 - m_{t-1}) [q_{t-1} / q_t] + m_{t-1} [q_{t-1} / q_t] [e_t / e_{t-1}] \} + gi_t - ai_t \quad (3)$$

Onde:

$$g_t: \text{custo de carregamento da dívida} = gi_t / q_t + ge_t e_t / q_t$$

$$a_t: \text{superávit primário} = ai_t / q_t + ae_t e_t / q_t$$

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

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

Seguindo Favero e Giavazzi (2004), definimos a função  $f(\text{sup-sup}^*)$  que identifica o esforço e a austeridade fiscal:

$$\frac{1}{1 + e^{(a-a^*)}}$$

## ANEXO 2

### RESULTADOS COMPLETOS

TABELA 1  
**Austeridade fiscal e os *spreads* soberanos (painel)**

Modelo		J.P.Morgan #países=17					Moody's #países=19					
Dados	Austeridade fiscal	n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida	
Mensal	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	2.110	0,767	0,068	0,068	0,313	2.026	0,817	0,062	0,073	0,353
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,000	0,000
Mensal	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )	coef.	2.110	0,767	0,092	1,503	0,311	2.026	0,816	0,083	1,505	0,351
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,000	0,000
Mensal	(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	2.110	0,765	0,113	0,000	0,309	2.026	0,815	0,097	-0,001	0,349
		p-valor			0,000	0,755	0,000			0,000	0,345	0,000
Anual	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	177	0,843	-0,006	2,084	0,319	160	0,812	0,018	1,315	0,230
		p-valor			0,851	0,051	0,000			0,659	0,340	0,000

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

TABELA 2  
**Política fiscal e os *spreads* soberanos (GMM)**

Modelo		J.P.Morgan #países=17					Moody's #países=19					
Dados	Austeridade fiscal	n	R2	VIX	AF	Dívida	n	R2	VIX	AF	Dívida	
Mensal	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	2.098	0,82	0,002	0,212	0,284	1.990	0,86	0,072	0,028	0,388
		p-valor			0,918	0,000	0,000			0,000	0,512	0,000
Mensal	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )	coef.	2.098	0,82	0,071	5,136	0,276	1.990	0,86	0,079	1,271	0,376
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,162	0,000
Mensal	(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	2.098	0,81	0,115	-0,005	0,289	1.990	0,86	0,079	0,001	0,400
		p-valor			0,000	0,000	0,000			0,000	0,449	0,000
Anual	f(sup <sub>it</sub> -sup* <sub>it</sub> )VIX <sub>t</sub>	coef.	176	0,88	-0,019	2,618	0,271			-	-	0,441
		p-valor			0,486	0,139	0,000			0,356	0,251	0,000

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

TABELA 3  
**Qualidade do ajuste fiscal e os *spreads* soberanos**

Modelo		J.P.Morgan #país=17					Moody's #país=19				
		VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos	VIX	AF	Dívida	Receitas	Gastos
Painel	coef.	0,05	0,08	0,31	-0,19	0,37	0,03	0,07	0,35	-0,27	0,31
	p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
GMM	coef.	-0,03	0,26	0,28	-0,01	0,33	0,11	-0,13	0,33	-0,88	-0,41
	p-valor	0,22	0,00	0,00	0,96	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02

Fonte: J.P.Morgan; Moody's.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Revisão**

Claúdio Passos de Oliveira

Reginaldo da Silva Domingos

Natália Jesus de Abreu Costa Moura (estagiária)

### **Editoração**

Everson da Silva Moura

### **Livraria**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)

Tiragem: 130 exemplares