

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1438

A POLÍTICA FISCAL E AS TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS NOS PAÍSES EMERGENTES

**Ajax Moreira
Katia Rocha**

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1438

A POLÍTICA FISCAL E AS TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS NOS PAÍSES EMERGENTES*

Ajax Moreira**

Katia Rocha***

Brasília, novembro de 2009

* Os autores agradecem a Fabio Akira Hashizume (J.P.Morgan) e Felipe Pinheiro (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.

** Coordenador de Economia Financeira da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea (endereço eletrônico: ajax.moreira@ipea.gov.br).

*** Técnica de Pesquisa e Planejamento da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea (endereço eletrônico: katia.rocha@ipea.gov.br).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

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 E43; E62; G15

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 MODELO 8

3 RESULTADOS 11

4 HETEROGENEIDADE 13

5 CONCLUSÃO 14

REFERÊNCIAS 15

ANEXOS 16

SINOPSE

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas, utilizando um painel de 23 países emergentes no período de 1996 a 2008. Entre os países analisados, estão África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela. Foram utilizadas diversas taxas de juros domésticas, relativas a dois bancos de dados: *i)* International Finance Statistics (IFS): *government bond yield, deposit rate, discount rate/bank rate, treasury bill rate, money market rate*; e *ii)* J.P.Morgan (2006): *yield* do índice Government Bond Index – Emerging Markets. A variável fiscal baseou-se na medida de austeridade fiscal proposta por Fávero e Giavazzi (2004) para a necessidade de financiamento do governo, que leva em consideração a acumulação de superávit primário necessário para manter a relação dívida/produto interno bruto (PIB) constante. O resultado principal mostra que não é possível rejeitar a hipótese de que a austeridade fiscal determina o nível das taxas de juros, e que o efeito tem o sinal esperado, ou seja, um aumento de 1% na acumulação do superávit primário reduz a taxa de juros em aproximadamente 100 pontos-base em média – uma estimativa coerente com estudos similares realizados em países emergentes.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the role of fiscal policy sustainability over the determinants of domestic interest rate of a group of 23 emerging market countries in the period 1996-2008. Among the analyzed countries are: South Africa, Argentina, Brazil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Egypt, Ecuador, Philippines, Hungary, India, Indonesia, Kazakhstan, Malaysia, Mexico, Peru, Poland, Russia, Thailand, Turkey, Ukraine and Venezuela. We have used several domestic interest rates from two databases: 1) IFS: *Government Bond Yield, Deposit Rate, Discount Rate/BankRate, Treasury Bill Rate, Money Market Rate*; and 2) JPMorgan (2006): *yield of JPMorgan Government Bond Index-Emerging Markets*. Fiscal policy sustainability was based on Fávero and Giavazzi (2004), and known as the accumulation of primary budget surplus, that keeps the debt-to-gdp ratio constant. The main result shows that is not possible to reject the hypothesis that fiscal policy sustainability determines the level of domestic interest rate and the effect has the expected signal, i.e., an increase in 1% on the accumulation of primary budget surplus reduces the domestic interest rate by roughly 100 basis point, a coherent figure with studies focusing on emerging market countries.

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre a política monetária são mais frequentes na literatura econômica que os relacionados à política fiscal. Segundo Perotti (2002), este fato é um infortúnio, uma vez que há muito mais dispersão de crenças entre os economistas sobre os efeitos da política fiscal do que há naquelas relacionadas à política monetária.

No entanto, desenvolvimentos recentes, tanto na prática quanto na teoria, têm evidenciado crescente ligação entre os aspectos monetários e fiscais. Sims (2003) e Fávero e Giavazzi (2004) argumentam que um efetivo sistema de metas de inflação depende da austeridade da política fiscal, ou seja, de um regime fiscal cujo superávit primário é frequentemente ajustado de tal forma que o nível da dívida seja mantido constante. A manutenção de um superávit primário constante, em presença de choques externos, pode colocar a dinâmica da dívida pública em um caminho instável, fazendo com que a economia se situe em um equilíbrio ruim, no qual a política monetária tem efeitos perversos.

Segundo Gale e Orszag (2004), os efeitos agregados da política fiscal podem ocorrer em três situações distintas:¹ *i*) equivalência ricardiana, na qual os déficits fiscais são completamente compensados pelo aumento da poupança dos agentes privados, o que implica nenhum efeito, seja na poupança nacional, nas taxas de juros domésticas, nas taxas de câmbio ou na expectativa futura do produto ou renda doméstica; *ii*) pequena economia aberta, sugerindo que os déficits fiscais reduzem a poupança nacional, mas que esta redução é financiada pelo fluxo de capital financeiro internacional – neste caso, os déficits fiscais reduzem a expectativa futura de renda, sem apresentar efeitos seja nas taxas de juros domésticas, seja na expectativa futura do produto; *iii*) pequena economia com restrição de fluxo financeiro externo, na qual os déficits fiscais impactam negativamente a poupança nacional que é parcialmente compensada pelo fluxo de capital internacional, resultando na redução do investimento doméstico e nas expectativas futuras do produto e da renda doméstica – neste caso, a redução do investimento é potencializada pelo aumento das taxas de juros, estabelecendo, assim, uma relação entre déficit fiscal e taxas de juros.

A literatura sobre os efeitos da política fiscal nas taxas de juros, em especial na ponta longa da estrutura a termo das taxas de juros, é controversa e depende de questões sobre a composição do déficit, ou seja, se os déficits refletem aumentos nos gastos do governo ou mudanças na taxaço. Laubach (2003) argumenta que estimações acerca dos impactos da política fiscal sobre as taxas de juros são questões não triviais, uma vez que se faz necessário isolar os efeitos da política fiscal de outras influências como o efeito do ciclo de negócios e da política monetária sobre a dívida pública. Segundo o autor, com base no mercado americano e a partir de projeções de déficits, do estoque da dívida pública e do mercado futuro de taxas de juros, os resultados favorecem o argumento de que existe correlação positiva entre déficits e taxas de juros de longo prazo, ou seja, que, a partir de um aumento de 1% do déficit projetado em relação ao produto, obtém-se um aumento na taxa de juros de longo prazo de aproximadamente 25 pontos-base. Gale e Orszag (2004) apresentam evidências

1. Em todas as três perspectivas, a relação entre déficit fiscal e poupança nacional é o elemento central de análise dos efeitos econômicos da política fiscal. A poupança nacional, que equivale à soma da poupança dos agentes privados e do governo, financia os investimentos, formados pela soma dos investimentos domésticos e do investimento estrangeiro líquido.

empíricas em favor da visão convencional que sugere que os déficits fiscais projetados aumentam as taxas de juros de longo prazo no mercado americano; mais especificamente, que um aumento do déficit primário projetado em relação ao produto em 1% implica um aumento na taxa de juros de longo prazo entre 40 e 70 pontos-base. Finalmente, Aisen e Hauner (2008) estendem a literatura ao incluir as economias emergentes. Por meio de um modelo de painel, os resultados corroboram o efeito positivo do déficit fiscal sobre as taxas de juros. Enquanto regra geral, um aumento de 1% no déficit fiscal eleva as taxas de juros em aproximadamente 26 pontos-base em todo o painel, sendo mais robusto e significativo para os países emergentes nos períodos recentes, além de depender de termos iterados como altos níveis dívidas e déficits, déficits financiados na sua maior parte no mercado doméstico, baixa abertura de capital e baixo desenvolvimento do mercado financeiro doméstico.

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas utilizando um painel de 23 países emergentes no período de 1996 a 2008, estendendo o modelo proposto por Aisen e Hauner (2008), com algumas diferenças importantes: *i)* mitigação do viés devido à omissão de variáveis correlacionadas ao déficit; *ii)* focalização na endogeneidade da política fiscal; *iii)* limitação do estudo à relação de longo prazo, evitando complicações devido à introdução da dinâmica das relações, especialmente em inferência com modelos de painel; e finalmente *iv)* avaliação da robustez dos resultados levando em consideração diferentes medidas para as taxas de juros e o déficit fiscal. Entre os países analisados estão África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela.

A próxima seção apresenta a metodologia e o modelo proposto; a seção 3 apresenta os resultados; e a última seção, as conclusões.

2 MODELO

A relação entre o déficit fiscal e os *spreads* soberanos ou as taxas de juros domésticas apresenta certa semelhança, uma vez que ambos estão sujeitos ao risco de crédito e conectados por meio do fluxo de recursos externos de cada economia. No entanto, enquanto os *spreads* soberanos são formados em um mesmo mercado global, as taxas de juros locais são formadas no mercado doméstico de cada país e refletem também as expectativas dos agentes sobre a inflação e a política monetária. Isto sugere duas diferenças importantes: *i)* as taxas são formadas em mercados diferentes; e *ii)* a endogeneidade das taxas domésticas condicionam o superávit fiscal, ao contrário das taxas soberanas, que tendem a ter efeito marginal sobre o superávit.

De forma a analisar o impacto do déficit fiscal nas taxas de juros domésticas, propôs-se o modelo de painel na forma reduzida (1), estimado com dados mensais. Nesta especificação,² o viés devido à omissão de variáveis foi mitigado por meio da inclusão de um efeito fixo por país³ e um conjunto de variáveis de controle. Além disso, foi considerada apenas a variável fiscal contemporânea, o que permite tratar somente esta variável como endógena.

2. Este modelo focaliza a relação de longo prazo, ignorando a dinâmica de curto prazo, sendo uma forma reduzida que considera conjuntamente a reação das autoridades monetárias às condições macroeconômicas e o efeito do mercado global.

3. O efeito fixo por país é uma forma simplificada de considerar a heterogeneidade dos mercados domésticos.

$$j_{it} = \alpha_i + \beta_1 i_t^* + \beta_2 s_{it} + \beta_3 e_{it-1} + \beta_4 y_{it-1} + \beta_5 p_{it-1} + \mathcal{F}_{it} + \lambda C_{it} + u_{it} \quad (1)$$

No modelo (1), j corresponde à taxa de juros doméstica; α é o efeito fixo de país; i^* é a taxa de juros do título do tesouro americano de 1 ano; s é o *spread* soberano medido pelo índice Emerging Markets Bond Index Global – EMBIG, conforme descrito em J.P.Morgan (2004); e é a variação cambial (em relação ao dólar) disponibilizada pelo International Finance Statistics (IFS); y é a taxa de variação do PIB real calculada a partir de dados do IFS; p , a taxa de variação do índice de preços ao consumidor disponibilizada pelo IFS; f é uma medida de austeridade fiscal; e, finalmente, C é uma lista de variáveis de controle. As três primeiras variáveis explicativas estão relacionadas ao fluxo de capitais, e as três seguintes, ao estado da economia de cada país.

Com relação à variável dependente de juros domésticos, utilizaram-se duas fontes de dados: *i*) IFS; e *ii*) J.P.Morgan (2006). O banco de dados do IFS disponibiliza cinco medidas para a taxa de juros doméstica: *i*) *government bond yield* (jg); *ii*) *deposit rate* ($jdep$); *iii*) *discount rate/bank rate* ($jdis$); *iv*) *treasury bill rate* (jtb); e *v*) *money market rate* (jmm). Acrescentou-se, adicionalmente, a variável jdd , calculada pela combinação das duas taxas de juros com maior número de observações para os países emergentes do estudo, que são a $jdep$ e a $jdis$.⁴ Do banco de dados do J.P.Morgan (2006), utilizou-se o retorno (*yield*) do índice J.P.Morgan Government Bond Index – Emerging Markets (gbi).

TABELA 1
Descrição das taxas de juros domésticas

	$jdep$	$jdis$	jmm	jtb	jg	gbi	jdd
Número de observações	6.368	5.438	4.398	2.821	1.889	1.309	7.056
Média	19,1	21,8	21,8	19,9	13,6	9,2	20,2

Fonte: IFS; J.P.Morgan (2006).

A tabela 1, detalhada no anexo 1, mostra o número de observações de taxas de juros disponível, enfatizando a desigualdade da disponibilidade desta informação, o que implica uma cobertura diferente para cada modelo estimado e, portanto, uma forma indireta de avaliar a robustez do resultado.

No que tange à medida de austeridade fiscal, a sua correta apuração depende da qualidade da governança dos países e das suas características institucionais, e frequentemente não considera, no resultado, todas as instâncias do governo como, por exemplo, as medidas divulgadas pelo IFS. A complexidade deste dado 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).⁵

4. Esta quantidade foi calculada incluindo-se, na variável $jdep$, valores da $jdis$ sempre que o valor da primeira estivesse omissa no país.

5. A falta de um banco de dados global das finanças consolidadas do governo geral em relação a países emergentes é notória. Utilizaram-se, neste trabalho, medidas fiscais apuradas por entidades privadas interessadas no risco de crédito dos países (Moody's) e 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 no qual os dados fiscais são apurados anualmente e supostos iguais para todos os meses de cada ano.

De forma a obter um resultado consistente com a caracterização do déficit no longo prazo, utilizamos a transformação proposta por Fávero e Giavazzi (2004) para uma medida de austeridade fiscal. A medida é o desvio entre o superávit primário observado (sup_{it}) e o superávit requerido (sup_{it}^*) – este último apresentado no anexo 2⁶ –, necessário para manter a relação dívida/PIB constante. Esta medida de austeridade fiscal (af) pode ser considerada diretamente ou por intermédio da função não linear *logistic smooth transition autoregressive* (LSTAR), que enfatiza a diferença entre os estados de aumento e diminuição da dívida, e desenfaziza o efeito dos extremos da distribuição, ou seja:

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

TABELA 2
Comparação dos dados fiscais
 (Em %)

	<i>de</i>	<i>sd</i>	<i>div</i>	<i>sp</i>	<i>ro</i>	<i>do</i>	<i>af</i>	<i>naf</i>
J.P.Morgan	0,5	3,7	46,7	1,5	23,6	-21,9	2,1	2.196
Moody's	0,5	3,3	44,6	1,2	25,7	-24,5	1,8	2.352

Fonte: J.P.Morgan (2008); Moody's (2008).

A tabela 2, detalhada no anexo 3, apresenta as variáveis fiscais utilizadas para o cálculo da medida de austeridade fiscal, obtidas pelas duas fontes de dados, J.P.Morgan (2008) e Moody's (2008): *i*) proporção da dívida pública indexada em moeda estrangeira (*de*); *ii*) serviço da dívida pública como proporção do PIB (*sd*); *iii*) superávit primário como proporção do PIB (*sp*); *iv*) dívida pública total como proporção do PIB (*div*); *v*) receita operacional consolidada como proporção do PIB (*ro*); *vi*) despesa operacional consolidada como proporção do PIB (*do*); e *vii*) desvio em relação ao superávit requerido para manter a dívida constante (*af*). A última coluna da tabela apresenta o número de observações (*naf*) que estão efetivamente disponíveis para a medida de austeridade fiscal, valor que mostra a coerência entre as duas fontes de dados utilizadas.

Finalmente, com relação às variáveis de controle, estas são medidas da prudência na condução da política macroeconômica e da abrangência do mercado de capitais local: *i*) reserva/PIB; *ii*) crédito privado/PIB; *iii*) abertura comercial/PIB; e *iv*) saldo comercial/PIB – todas disponibilizadas pelo IFS.

O tamanho da amostra, a volatilidade das taxas de juros e a natureza dos dados fiscais motivaram a combinação de dados de diferentes frequências para a estimação. Os dados fiscais apurados anualmente foram utilizados para a construção da medida de austeridade fiscal e repetidos para todos os meses de cada ano, combinados com as demais variáveis apuradas em termos mensais.

No modelo, apenas a variável fiscal foi considerada endógena, tendo sido instrumentada com o método *generalized method of moments* (GMM), utilizando-se as componentes da medida de austeridade fiscal medidas no ano anterior

6. Esta medida é uma estimativa *ex-ante* para a necessidade de financiamento do setor público, que mantém invariante a dívida pública total como proporção do PIB. Foram considerados apenas os fluxos operacionais de recursos e o estoque, composição e custo de carregamento da dívida, sem incluírem-se outras receitas e despesas transitórias como as devidas à compra ou venda de ativos reais.

(dívida, proporção da dívida em moeda estrangeira e os juros pagos para servir a dívida) e a taxa de juros do mês anterior.

A validade dos instrumentos foi verificada com o teste de J de Hansen, e os momentos de segunda ordem foram corrigidos com a estatística de Newey-West para considerar a heterocedasticidade, e com a estatística BW para levar em conta a autocorrelação que pode ter sido induzida com a combinação de dados de diferentes frequências.

3 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados tendo-se em conta a medida de austeridade fiscal segundo Fávero e Giavazzi (2004), ou seja, a diferença entre os superávits observado e requerido, enquanto a tabela 4 considera a respectiva transformação não linear. Nestas tabelas são apresentados apenas os coeficientes que são significativos ao nível de 5%, e são indicados em negrito os modelos em que o teste J de Hansen considera os instrumentos válidos com um nível de significância de pelo menos 10%.

TABELA 3
Modelo linear

	J.P.Morgan							Moody's						
	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jg</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jg</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>
Número de observações	2.041	1.633	798	1.862	1.055	673	2.029	1.983	1.671	791	1.645	935	701	1.995
R2	0,79	0,62	0,89	0,81	0,87	0,98	0,65	0,62	0,81	0,92	0,76	0,82	0,98	0,55
T. Hansen	0,00	0,26	0,10	0,35	0,35	0,09	0,81	0,06	0,00	0,22	0,00	0,00	0,45	0,62
Austeridade fiscal	-0,56	-1,55	-	-1,17	-0,89	0,45	-1,41	-1,02	-1,28	-0,69	-1,00	-	-	-1,89
Crescimento	-	-	-	16,6	-	-	-	26,0	-	-	30,2	48,1	-	-
Inflação	0,74	1,06	0,66	0,71	0,76	0,27	0,92	0,82	1,07	0,41	0,68	0,58	0,24	1,43
Variação cambial	-19,0	-71,5	-	-25,2	-	7,5	-54,5	-42,7	-50,6	-	-34,2	-	4,4	-81,9
US Treasury (1 ano)	-	0,80	-	0,42	-	0,16	-	-	0,80	-	-	-	-	0,55
EMBIG	-	0,73	-	-	-	0,29	0,40	0,19	0,58	-	-	-	0,35	0,61

Fonte: J.P.Morgan (2008); Moody's (2008).

TABELA 4
Modelo não linear

	J.P.Morgan							Moody's						
	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jg</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jg</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>
Número de observações	2.041	1.633	798	1.862	1.055	673	2.029	1.983	1.671	791	1.645	935	701	1.995
R2	0,83	0,92	0,89	0,81	0,87	0,98	0,91	0,76	0,90	0,90	0,60	0,80	0,98	0,77
T. Hansen	0,59	0,00	0,23	0,29	0,38	0,08	0,00	0,11	0,00	0,58	0,06	0,12	0,43	0,00
Austeridade fiscal	21,6	14,4	7,8	16,9	10,4	-4,9	13,9	23,6	17,8	10,0	31,7	-	-	33,5
Crescimento	10,1	22,0	-11,6	-	-	-	-	19,9	-	-	-	38,2	-	-
Inflação	0,45	0,31	0,71	0,54	0,82	0,30	0,39	0,36	0,36	0,60	0,48	0,86	0,25	0,29
Variação cambial	-	-	-	-	-	7,6	-	-	-	-	-	-21,7	4,0	-
US Treasury (1 ano)	-	-	-	-	-	-	-	-	0,78	-	-	-	-	0,64
EMBIG	-0,13	-	-	-0,17	-	0,37	-	-0,09	0,26	-	-	-	0,37	-

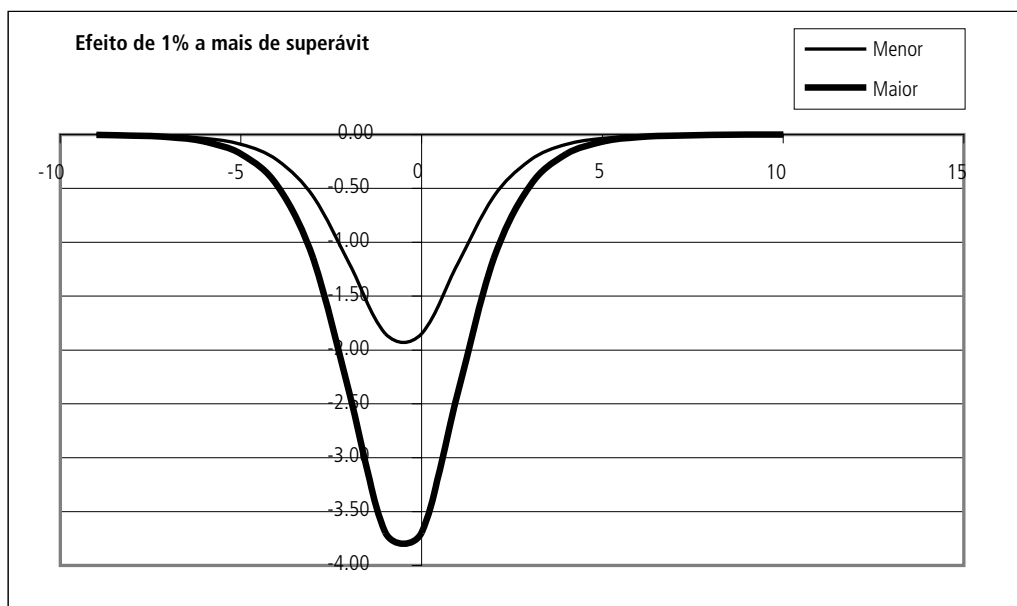
Fonte: J.P.Morgan (2008); Moody's (2008).

Nas tabelas, podemos interpretar como significativos apenas os casos, marcados em negrito, em que a estatística T. Hansen – p-valor do teste de validade dos instrumentos – é maior que 10%. Vale mencionar que a estimação do modelo para as diferentes combinações de taxas de juros e fontes de medida fiscal submete o modelo a diferentes amostras, que resultam da disponibilidade conjunta dos dados fiscais e de cada uma das taxas consideradas.

Espera-se que as taxas de juros da ponta curta da estrutura a termo das taxas de juros, ou seja, aquelas de menor maturidade, sejam mais influenciadas pela política monetária que as da ponta longa, de maior maturidade. Infelizmente, não se dispõe das maturidades correspondentes às diversas taxas dos diversos países. Cada uma das taxas tem implícita uma maturidade e um prêmio de risco diferenciado, por isto estimar o modelo para as diferentes taxas de juros é uma forma indireta de validar o modelo para diferentes amostras e maturidades. Os resultados mostram que:

1. Não é possível rejeitar a hipótese de que a medida de austeridade fiscal, seja na forma linear ou não linear, determina o nível da taxa de juros doméstica.
2. O efeito da austeridade fiscal, quando significativo, tem, em todos os casos, o sinal esperado. O aumento do superávit fiscal reduz a taxa de juros.⁷
3. O efeito das variáveis externas (US Treasury de 1 ano, EMBIG e variação cambial) tende a não ser significativo.
4. A taxa de inflação tem efeito consistente e de acordo com o esperado.
5. O crescimento econômico tem um resultado menos consistente, mas com o sinal correto quando significativo.
6. O modelo linear da tabela 3 indica que o efeito da austeridade fiscal ocorre no intervalo de 1 a 1,5, ou seja, um aumento de 1% no superávit implica a redução das taxas no intervalo de 100 a 150 pontos-base. Em média, o nível da taxa de juros nos países emergentes é cinco vezes maior que a dos *treasuries* americanos. De forma a considerar esta diferença, comparou-se o efeito fiscal ajustado; ou seja, o efeito fiscal em um mercado com taxas cinco vezes menores seria entre 20 a 30 pontos-base, resultado consistente com os obtidos para os EUA por Laubach (2003) e Gale e Orszag (2004).
7. No modelo não linear da tabela 4, o efeito da austeridade fiscal depende de uma transformação da variável fiscal, que considera que o efeito depende do nível do desvio. O gráfico 1 mostra que o efeito fiscal varia entre zero, nas situações extremas de descontrole ou austeridade, e 300 pontos-base, para as situações de equilíbrio relativo. Aceitando como válida a transformação, o efeito fiscal pode ser nulo ou alcançar até 300 pontos-base no caso de flutuações no entorno do equilíbrio fiscal. O resultado do modelo linear deve ser visto como o efeito médio, para as diferentes situações observadas, da medida de austeridade fiscal.

7. Vale lembrar que a função $f(.)$ não linear inverte o sinal esperado do aumento do superávit.



4 HETEROGENEIDADE

No modelo proposto (1), a diferença entre os mercados foi considerada apenas por intermédio do efeito fixo de país, que admite que todos os demais efeitos sejam iguais entre os países. A disponibilidade de dados fiscais dificulta a estimação de modelos heterogêneos por país em todos os coeficientes. De forma a analisar a questão da heterogeneidade de forma limitada, consideraram-se dez fontes de heterogeneidade, e para cada caso dividiram-se os dados em dois grupos, identificados pela mediana de cada variável. Seja I_{it}^k a variável indicadora resultante, onde k está associado: *i*) ao nível da dívida pública como proporção do PIB; *ii*) ao crédito privado – uma medida de financiamento doméstico como proporção do PIB; *iii*) ao índice de abertura financeira KAOPEN, de Chinn e Ito (2007); *iv*) à proporção do investimento financiado com recursos domésticos; e *v*) a seis medidas de governança desenvolvidas por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2006) para o Banco Mundial.

A heterogeneidade foi avaliada estimando-se o modelo (2), que considera apenas a heterogeneidade do efeito da austeridade fiscal. Este modelo foi estimado para cada uma das dez variáveis indicadoras listadas anteriormente.

$$j_{it} = \alpha_i + \beta_1 i_{it}^* + \beta_2 s_{it} + \beta_3 e_{it-1} + \beta_4 y_{it-1} + \beta_5 p_{it-1} + \gamma f_{it} + \lambda C_{it} + \delta I_{it}^k + \eta f_{it}^k + u_{it} \quad (2)$$

Os resultados desse exercício, os quais não foram apresentados, indicaram que, para todas as taxas de juros consideradas, ou o coeficiente γ não foi significativo, ou o teste de validade de instrumentos não foi atendido. Estes resultados sugerem que não foi possível estimar efeitos heterogêneos adicionais aos efeitos fixos por país a partir dos dados e da definição particular de heterogeneidade.

5 CONCLUSÃO

Estudos sobre a política monetária têm dominado a literatura econômica em relação à política fiscal, fato este considerado um infortúnio, uma vez que há muito mais dispersão de crenças entre os economistas sobre os efeitos da política fiscal do que há naquelas relacionadas à política monetária. Entretanto, desenvolvimentos recentes, tanto na prática quanto na teoria, têm evidenciado crescente ligação entre os aspectos monetários e fiscais. Como exemplo, destaca-se a relação entre a austeridade da política fiscal e um sistema efetivo de metas de inflação, no qual o superávit primário é constantemente ajustado de forma a manter o nível da dívida constante. Em contrapartida, a manutenção de um superávit primário constante, em presença de choques externos, é passível de colocar a dinâmica da dívida pública em um caminho instável, fazendo com que a economia se situe em um equilíbrio ruim, no qual a política monetária tenha os conhecidos efeitos perversos.

O objetivo deste trabalho foi analisar o efeito da política fiscal sobre as taxas de juros domésticas, utilizando um painel de 23 países emergentes no período de 1996 a 2008. Entre os países analisados estão África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Cazaquistão, Chile, China, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia, Turquia, Ucrânia e Venezuela.

Foram utilizadas diversas taxas de juros domésticas, de dois bancos de dados: *i*) IFS: *government bond yield, deposit rate, discount rate/bank rate, treasury bill rate, money market rate*; e *ii*) J.P.Morgan (2006): *yield* do índice Government Bond Index – Emerging Markets. A variável fiscal baseou-se na medida de austeridade fiscal proposta por Fávero e Giavazzi (2004) para a necessidade de financiamento do governo, que considera o desvio entre o superávit primário observado e o superávit requerido necessário para manter a relação dívida/PIB constante.

O resultado principal mostra que não é possível rejeitar a hipótese de que a austeridade fiscal determina o nível das taxas de juros domésticas, e que o efeito tem o sinal esperado, ou seja, um aumento de 1% na acumulação do superávit primário reduz a taxa de juros em aproximadamente 100 pontos-base em média – uma estimativa coerente com estudos similares realizados em países emergentes.

REFERÊNCIAS

AISEN, A.; HAUNER, D. **Budget deficits and interest rates: a fresh perspective.** IMF Working Paper WP/08/42, 2008.

CHINN, M.; ITO, H. **A new measure of financial openness.** University of Wisconsin, NBER and Portland State University, 2007.

FÁVERO, C.; GIAVAZZI F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil.** NBER Working Paper Series 10390, 2004.

GALE, W.; ORSZAG, P. **Budget deficits, national saving, and interest rates.** Brookings Institution and Tax Policy Center Working Paper, 2004.

J.P.MORGAN. **EMBI Global and EMBI Global diversified: rules and methodology.** J.P. Morgan Securities Inc. Emerging Markets Research, 2004.

_____. **Introducing the J.P. Morgan Government Bond Index-Emerging Markets (GBI-EM),** 2006.

_____. **Emerging markets debt and indicators.** October, 2008.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance Matters VI: governance indicators for 1996-2006.** The World Bank, 2006.

LAUBACH, T. **New evidence on the interest rate effects of budget deficits and debt:** board of governors of the Federal Reserve System. Working Paper, May, 2003. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/Pubs/feds/2003/200312/200312pap.pdf>>.

MOODY'S. **Moody's Statistical Handbook.** Country Credit, November, 2008.

PEROTTI, R. **Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries.** Working Paper 168, European Central Bank, 2002.

SIMS, C. **Limits to inflation targeting.** Department of Economics Working Paper, Princeton University, 2003.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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 82 (1), 2000, p.117-126.

NEWKEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroscedastic and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometric**, v. 55 (3), p. 703-708, 1987.

WOOLDRIDGE, J. Cluster-sample methods in applied econometrics. **The American Economic Review** v. 93 (2), p. 133-138, 2003.

ANEXO 1

BANCO DE DADOS REFERENTE A TAXAS DE JUROS DOMÉSTICAS

TABELA 1
Estatística descritiva das taxas de juros domésticas

	Número de observações							Valor médio					
	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>jg</i>	<i>gbi</i>	<i>jdd</i>	<i>jdep</i>	<i>jdís</i>	<i>jmm</i>	<i>jtb</i>	<i>jg</i>	<i>gbi</i>
África do Sul	347	348	348	347	348	175	348	12,1	13,1	12,6	12,3	13,4	11,9
Argentina	347	0	346	0	0	18	347	38,2		49,0			23,5
Brasil	314	146	347	155	0	80	312	36,7	24,9	39,4	21,8		17,1
Bulgária	215	215	215	171	178	0	215	19,7	26,3	26,0	28,4	18,9	
Cazaquistão	0	175	0	171	0	0	175						
Chile	347	188	108	0	0	74	347	18,1	9,1	5,2			3,0
China	347	225	184	0	0	60	347	5,9	5,7	4,0			3,6
Colômbia	276	348	166	0	0	72	348	22,0	26,5	14,3			10,8
Egito	345	345	0	0	0	17	345	9,9	12,7				8,9
Equador	311	348	0	0	0	0	348	22,6	29,1				
Filipinas	332	346	346	333	98	0	346	10,6	9,3	12,6	13,3	12,5	
Hungria	347	288	0	240	96	96	348	11,2	15,0		17,1	7,3	7,9
Índia	0	347	252	0	72	153	347						
Indonésia	342	226	297	0	0	72	298	14,8	15,2	14,6			11,5
Malásia	345	0	345	345	200	84	345	5,7		5,1	4,5	5,1	4,1
México	347	0	328	346	143	84	347	26,5		32,7	30,7	16,9	8,5
Peru	252	348	159	0	0	27	348	14,6	24,1	8,4			6,8
Polónia	205	132	217	203	96	96	132	22,1	10,7	18,7	17,7	6,9	7,2
Rússia	166	168	167	102	44	47	168	17,8	42,4	26,9	42,3	7,0	6,4
Tailândia	348	348	0	213	348	97	348	8,1	8,5		5,9	8,8	4,5
Turquia	347	348	273	195	0	57	348	50,1	46,0	54,8	52,7		18,2
Ucrânia	192	203	146	0	0	0	203	27,1	44,4	15,8			
Venezuela	296	346	154	0	266	0	346	21,2	35,5	11,4		26,6	
Total	6.368	5.438	4.398	2.821	1.889	1.309	7.056	19,1	21,8	21,8	19,9	13,6	9,2

Fonte: IFS; J.P.Morgan (2006).

ANEXO 2

DERIVAÇÃO DO SUPERÁVIT REQUERIDO

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 , $e(t)$, tem-se 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 $q(t)$, tem-se:

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

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

Seja:

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

$$xe_t = de_t e_t / q_t$$

Substituindo, tem-se que:

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

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

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

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

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), tem-se:

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

Seguindo Favero e Giavazzi (2004), define-se a função não linear $f(\cdot)$, que identifica a austeridade fiscal:

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

ANEXO 3

BANCO DE DADOS FISCAIS

TABELA 1
Dados fiscais por fontes

	J.P.Morgan								Moody's							
	<i>de</i>	<i>sd</i>	<i>div</i>	<i>sp</i>	<i>ro</i>	<i>do</i>	<i>af</i>	<i>naf</i>	<i>de</i>	<i>sd</i>	<i>div</i>	<i>sp</i>	<i>ro</i>	<i>do</i>	<i>af</i>	<i>naf</i>
África do Sul	0,1	4,4	39,9	2,5	25,0	-22,4	2,0	132	0,1	4,1	38,4	3,0	33,6	-30,6	2,6	96
Argentina	0,6	3,3	75,1	2,0	16,8	-14,8	1,9	108	0,7	2,3	75,7	2,2	16,7	-14,5	-0,5	108
Brasil	0,3	8,3	56,9	2,5	31,6	-29,1	-1,6	144	0,2	6,6	55,8	2,9	35,0	-32,1	2,1	60
Bulgária	0,8	3,3	50,2	3,8	40,5	-36,7	5,7	108	0,8	2,8	47,4	3,4	39,9	-36,4	5,3	108
Cazaquistão	0,5	1,8						0	0,6	0,9	14,6	2,3	24,2	-21,9	4,0	108
Chile	0,4	1,9	28,2	3,3	23,1	-19,8	3,7	108	0,8	1,0	10,5	3,4	25,1	-21,7	2,7	108
China	0,2	0,7	16,9	-1,5	15,1	-16,6	-0,6	144	0,2	0,6	17,5	-0,9	16,2	-17,1	0,4	108
Colômbia	0,5	3,8	48,3	1,2	29,0	-27,9	0,7	144	0,4	3,9	43,0	0,5	27,1	-26,6	-0,2	108
Egito	0,3	3,3						0	0,2	5,2	94,0	-1,0	27,3	-28,3	5,8	48
Equador	0,8	3,9	54,9	4,2	26,1	-22,0	-5,4	96	0,9	3,7	47,9	2,7	17,4	-14,7	-4,8	96
Filipinas	0,5	2,7	75,0	2,2	16,2	-14,1	4,5	132	0,5	4,4	65,2	1,5	15,5	-14,1	2,6	108
Hungria	0,3	4,2	63,3	-4,5	43,4	-47,9	-1,5	84	0,3	4,8	60,8	-1,3	43,5	-44,8	-1,1	108
Índia	0,2	4,0	64,3	-0,1	9,6	-9,7		0	0,1	5,8	82,3	-2,3	19,7	-22,0	0,4	108
Indonésia	0,6	3,4	61,9	1,7	17,6	-15,9	8,8	108	0,5	3,6	61,0	1,8	17,4	-15,7	8,4	108
Malásia	0,1	0,7	40,2	-0,5	21,1	-21,6	1,6	132	0,2	2,3	41,4	-1,8	21,0	-22,8	-0,7	108
México	0,5	2,6	26,7	2,6	21,4	-18,8	2,8	144	0,4	2,4	23,6	1,2	18,3	-17,1	1,1	108
Peru	0,9	2,1	32,4	3,1	17,1	-13,9	2,8	108	0,8	2,0	37,3	1,3	18,6	-17,3	1,6	108
Polônia	0,4	3,0	43,5	-0,6	40,1	-40,0	-0,4	132	0,5	2,9	42,9	-1,1	39,1	-40,2	-1,0	108
Rússia	0,7	1,7	35,7	4,2	18,4	-14,3	10,8	96	0,7	2,0	31,0	4,8	36,9	-32,0	6,6	108
Tailândia	0,4	0,5	34,4	-0,9	16,2	-17,2		0	0,2	0,9	24,3	0,0	16,5	-16,5	1,1	108
Turquia	0,5	11,8	54,4	3,8	22,0	-18,2	1,6	144	0,4	9,7	51,7	4,1	20,6	-16,4	2,3	108
Ucrânia	0,3	5,0						0	0,7	1,8	32,5	-0,4	38,1	-38,5	2,0	108
Venezuela	0,7	3,3	34,9	1,7	21,9	-20,2	2,4	132	0,7	2,8	30,0	1,4	23,5	-22,1	2,7	108
Média	0,5	3,7	46,7	1,5	23,6	-21,9	2,1	2.196	0,5	3,3	44,6	1,2	25,7	-24,5	1,8	2.352

Fonte: IFS; J.P.Morgan (2008).

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Revisão

Cláudio Passos de Oliveira

Luciana Dias Jabbour

Marco Aurélio Dias Pires

Reginaldo da Silva Domingos

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Everson da Silva Moura

Renato Rodrigues Bueno

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares