



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM  
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO  
PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

**TAXA DE JUROS, DÉFICIT E DÍVIDA PÚBLICA:  
UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL**

**RAFAEL PEREIRA SCHERRE**

ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO

**Rio de Janeiro, 20 de dezembro de 2006.**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**“TAXA DE JUROS, DÉFICIT E DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL”**

RAFAEL PEREIRA SCHERRE

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em Economia  
como requisito parcial para obtenção do  
Grau de Mestre em Economia.  
Área de Concentração: Economia  
Empresarial

ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO

Rio de Janeiro, 20 de dezembro de 2006.

**“TAXA DE JUROS, DÉFICIT E DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL”**

RAFAEL PEREIRA SCHERRE

Dissertação apresentada ao curso de  
Mestrado Profissionalizante em Economia  
como requisito parcial para obtenção do  
Grau de Mestre em Economia.  
Área de Concentração: Economia  
Empresarial

Avaliação:

BANCA EXAMINADORA:

---

PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO (Orientador)  
Instituição: Ibmec/RJ

---

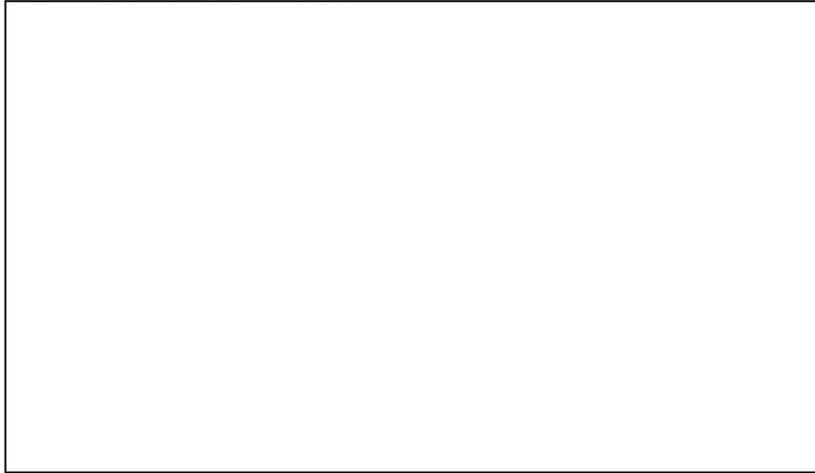
PROF. DR. FERNANDO NASCIMENTO DE OLIVEIRA  
Instituição: Ibmec/RJ

---

PROF. DR. PEDRO CAVALCANTI FERREIRA  
Instituição: FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (EPGE/RJ)

Rio de Janeiro, 20 de dezembro de 2006.

FICHA CATALOGRÁFICA

A large, empty rectangular box with a thin black border, intended for entering cataloging data. It occupies the lower half of the page below the title.

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer a incansável paciência do professor Marcelo Mello na orientação da presente dissertação de mestrado profissionalizante em Economia. Sem sua dedicação, rara em orientações de trabalhos acadêmicos (até onde tenho conhecimento), esse projeto não teria sucesso.

Agradeço também a cuidadosa leitura e valiosos comentários de Fernando Nascimento de Oliveira (Ibmec/RJ e Banco Central do Brasil) e de Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE – FGV/RJ), membros da banca de defesa dessa dissertação. Seus comentários detalhados permitiram grande melhora no trabalho, tanto na sua redação quanto no meu entendimento do assunto como um todo.

Ademais, agradeço e dedico a conclusão do mestrado ao economista Anecir Scherre e à lingüista Marta Scherre – meus pais –, não apenas pelo impecável suporte fornecido durante os dois anos de curso no Rio de Janeiro, mas particularmente por sempre terem me ensinado o valor do estudo.

## RESUMO

Construímos um painel com 42 países, entre economias industriais e emergentes, para o período 1960-2005. Estimamos o impacto de variáveis fiscais, em particular do déficit total e da dívida pública, sobre a taxa real de juros. Nossas estimativas sugerem que um choque de um ponto percentual na relação dívida/PIB está associado a um aumento de 7 pontos base na taxa real de juros em economias industriais e a um aumento de 24 pontos base em economias emergentes. Um choque de um ponto percentual nos gastos do governo mostra a importância desse componente do déficit público: estimamos um efeito de 21 pontos base nos países industriais, frente a um impacto de 78 pontos base nas economias emergentes. Ademais, há evidências de que o efeito do déficit sobre a taxa real de juros é potencializado em países com endividamento superior a 50% do PIB, como o Brasil. Finalmente, especificações alternativas do modelo principal e a análise dinâmica confirmam nossos resultados iniciais.

Palavras-chave: Taxa real de juros, dívida pública, déficit público, gastos do governo.

## **ABSTRACT**

We construct a panel of 42 industrial and emerging market economies for the period 1960-2005. We estimate the impact of budget deficits and public debt on real interest rate. Our estimates suggest that a one-percentage-point shock in the debt-to-GDP ratio is associated with an increase of 7 basis points on real interest rates for industrial economies. In contrast, for emerging market economies, a one-percentage-point shock in the debt-to-GDP ratio is associated with an increase of 24 basis points in the real interest rate. Furthermore, a one-percentage-point increase in expenditure component of budget deficits as a proportion of the GDP is associated with an increase of 21 basis points in the real interest rates for industrial economies. This effect in emerging markets is amplified to 78 basis points. We also find evidence that the impact of deficit shocks is magnified when the debt-to-GDP ratio is above 50%, as in the case of Brazil. Finally, alternative specifications and dynamic analysis confirm our initial findings.

**Keywords:** Real interest rates, public debt, budget deficit, government expenditure.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa Real de Juros de Curto Prazo.....	1
Figura 2 – Déficit/PIB.....	2

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição dos Dados.....	15
Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária para Dados em Painel .....	18
Tabela 3 – Especificações Principais – lineares.....	22
Tabela 4 – Especificações Principais – não-lineares.....	24
Tabela 5 – Especificações Complementares.....	25
Tabela 6 – Especificações Complementares.....	27
Tabela 7 – Especificações Alternativas.....	29
Tabela 8 – Especificações Alternativas.....	31
Tabela 9 – Especificações Dinâmicas.....	33
Tabela 10 – Especificações Dinâmicas.....	35
Tabela 11 – Observado x Estimado.....	36

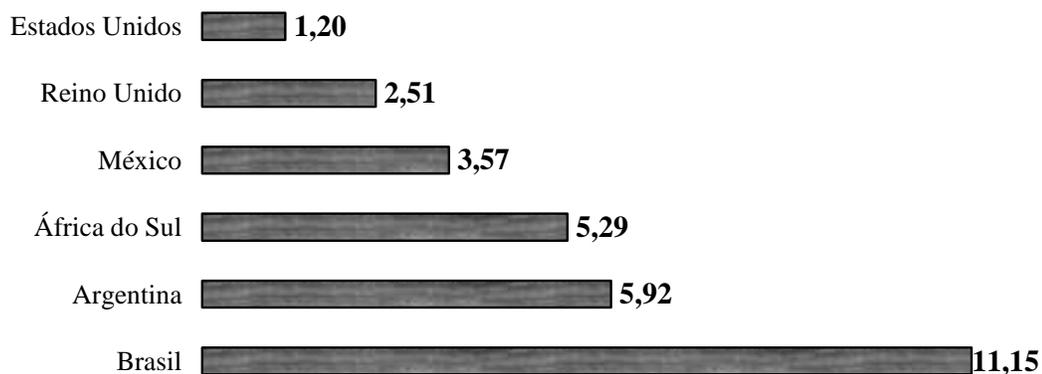
## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>LITERATURA RELACIONADA .....</b>	<b>5</b>
<b>3</b>	<b>DADOS E ESTRATÉGIA .....</b>	<b>14</b>
<b>4</b>	<b>ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS .....</b>	<b>20</b>
4.1	ESPECIFICAÇÕES PRINCIPAIS .....	20
4.2	ESPECIFICAÇÕES COMPLEMENTARES .....	24
<b>5</b>	<b>ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS .....</b>	<b>28</b>
5.1	TAXA DE JUROS DE LONGO PRAZO.....	28
5.2	ESPECIFICAÇÕES DINÂMICAS.....	32
<b>6</b>	<b>CASO BRASILEIRO .....</b>	<b>36</b>
<b>7</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>38</b>
	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>41</b>
	<b>APÊNDICE 1 .....</b>	<b>44</b>

## 1. INTRODUÇÃO

A taxa real de juros média do Brasil na última década é a maior entre as principais economias do mundo. A Figura 1 apresenta a taxa real média de países selecionados no período 1995-2005, entre economias industriais e emergentes.

Figura 1 - Taxa real de juros de curto prazo  
(% ao ano - média 1995-2005)



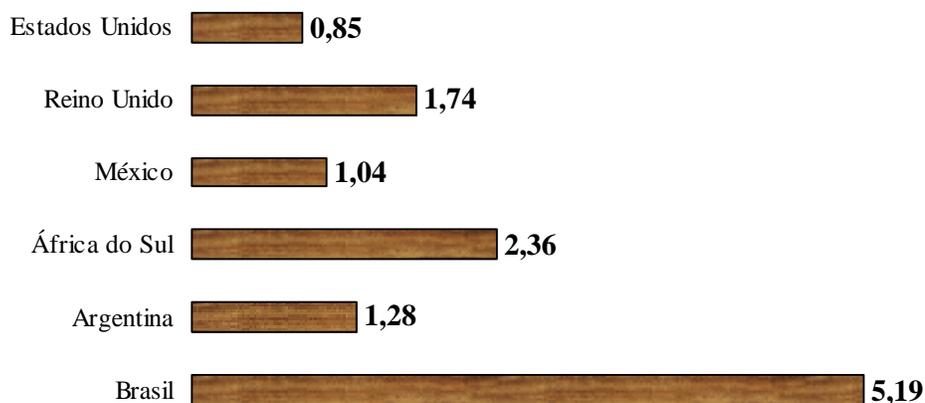
Fonte: IFS e cálculo do autor

Por que a taxa real de juros no Brasil é a mais alta do mundo? Nesse artigo procuramos identificar variáveis macroeconômicas determinantes da taxa real de juros. Em particular, analisamos o impacto de variáveis fiscais, como o déficit e a dívida pública, entre outras. A

Figura 2 apresenta a média anual do déficit público total como proporção do PIB no período 1995-2005 para os mesmos países da Figura 1. A intenção é visualizar uma possível relação entre essa variável e a taxa real de juros. Os gráficos sugerem que pode haver associação, o que fica especialmente nítido para o Brasil. Além disso, Brasil e Argentina, os países com a maior taxa real de juros média entre 1995-2005, também são os que apresentam o maior crescimento absoluto da razão dívida/PIB no mesmo período.

Para identificar os efeitos das variáveis fiscais, construímos um painel com economias industriais e emergentes. O painel inclui 42 países, para um período máximo de 1960 a 2005. Nosso painel é mais abrangente do que o de outros trabalhos diretamente relacionados. Tipicamente, a literatura trabalha com dados em painel apenas para economias industriais – como Kinoshita (2006), Caselli et. al. (2005) e Ardagna (2005) – ou com análises individuais em séries de tempo – como Laubach (2003) e Gale & Orszag (2003) para a economia americana.

Figura 2 - Déficit/PIB - %  
(média 1995-2005)



Fonte: IFS e cálculo do autor

Além disso, em geral esses estudos focam as atenções sobre déficit e dívida pública. Além dos indicadores tradicionais, analisamos os efeitos de variáveis fiscais alternativas, como receita tributária, gastos públicos e gastos de consumo do governo. Ardagna (2005, 2003) ressalta a importância da análise de componentes do déficit e do gasto público.

Entre trabalhos que tratam do caso brasileiro, Favero & Giavazzi (2002) argumentam que fundamentos macroeconômicos e a dinâmica da dívida pública ajudam a explicar as altas taxas de juros no Brasil. Miranda & Muinhos (2003) e Muinhos & Nakane (2005) buscam estimar uma taxa de juros de equilíbrio. Entre as variáveis explanatórias, usam o risco-país e a dívida pública.<sup>1</sup> Gonçalves, Holland & Spacov (2005) trabalham com dados em painel e, entre outros objetivos, observam o efeito da dívida pública sobre taxas reais de juros.

O estudo do impacto das variáveis fiscais na taxa de juros torna-se particularmente interessante em vista da recente tendência de afrouxamento fiscal, principalmente em economias industriais. Caselli et. al. (2005) e Kinoshita (2006) destacam essa tendência em países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), como EUA, Alemanha, França e Itália. Já no Brasil, há um histórico de políticas fiscais permissivas. Apesar dos superávits primários dos últimos anos, o resultado nominal é deficitário e mesmo o superávit primário é atingido via alta carga tributária para fazer frente a gastos públicos elevados, o que pode ter efeitos importantes sobre as taxas de juros.

Essa dissertação está estruturada da seguinte forma. Na seção 2, fazemos uma breve resenha da literatura. Na seção 3, descrevemos o banco de dados. Na seção 4, apresentamos as

---

<sup>1</sup> Ressaltamos que os resultados dos painéis de Miranda & Muinhos (2003) e Muinhos & Nakane (2005) devem ser analisados com cautela. Ambos usam a variável dependente defasada (taxa real de juros) como variável explicativa em regressões com dados em painel sem discutir a validade da hipótese de exogeneidade estrita dos regressores. Sem um tratamento econométrico adequado, esse artifício pode produzir estimativas inconsistentes.

estimativas econométricas do modelo principal. Na seção 5, estimamos especificações econométricas alternativas. Na seção 6, discutimos o caso brasileiro. Finalmente, na seção 7 concluimos.

## **2. LITERATURA RELACIONADA**

Antes da análise empírica, vamos rever alguns aspectos teóricos relevantes sobre a determinação das taxas de juros, em especial aqueles relacionados à política fiscal. Em primeiro lugar, o modelo keynesiano tradicional prevê relação positiva entre política fiscal e taxa de juros. No modelo IS-LM, uma política fiscal expansionista provoca aumento da demanda agregada. Num contexto de rigidez de preços no curto prazo e oferta de moeda exógena, o aumento da demanda provoca aumento na taxa de juros nominal e real de curto prazo. A magnitude desse efeito varia em função da reação da política monetária.

Segundo Blanchard et. al. (1984), o deslocamento da curva IS pode ocorrer em função de mudanças na oferta ou demanda de fundos para investimento. Pelo lado da oferta, as discussões tipicamente são focadas na redução de poupança (oferta de fundos) por meio de déficits orçamentários, ou seja, redução da poupança pública. Aumentos de gastos do governo ou redução da carga tributária podem produzir esse efeito, deslocando a IS para direita. Mas nada impede que reduções de poupança privada ou externa afetem a oferta de fundos e produzam efeitos semelhantes. Pelo lado da demanda por fundos, o aumento de investimentos – devido a maior lucratividade ou redução de incertezas, por exemplo – também desloca a IS para a direita. Os dois movimentos levam ao aumento do produto e das taxas de juros de curto prazo, supondo que a política monetária não irá acomodar o impacto.

O efeito de mudanças na poupança sobre as taxas de prazos mais longos depende das expectativas acerca do que acontecerá no médio e longo prazo. No médio prazo, a economia está “amarrada” pela oferta. Logo, a redução de poupança é ajustada totalmente via aumento de taxas reais de juros. No longo prazo, a redução da poupança hoje, associada ao nível de estoque de capital corrente, implicará um novo estoque de equilíbrio, em nível inferior ao atual. O novo nível está associado a um produto marginal mais elevado e, portanto, a taxas de juros de equilíbrio mais altas (Blanchard et. al., 1984, p. 288/9).

Gale & Orszag (2003) destacam que a análise de déficits orçamentários é uma boa estratégia para captar variações de poupança. Segundo os autores, as evidências empíricas mostram que alterações na poupança pública não são totalmente compensadas por movimentos opostos nas poupanças privada ou externa. A compensação, quando existe, é parcial. Logo, variações na poupança pública – como aumento de déficits fiscais – corresponderiam a variações na poupança total.

Blanchard et. al. (1984) também citam o canal de políticas monetárias contracionistas. Esse canal não está relacionado a oferta e demanda de fundos, mas sim a contrações monetárias que mantêm a taxa de juros de curto prazo em valores superiores a seu nível de equilíbrio. Sua manifestação no longo prazo ocorre à medida que gera expectativas de taxas de juros de curto prazo futuras mais elevadas, aumentando hoje as taxas de longo prazo.

Esse mecanismo pode ser visto nos bancos centrais que seguem algum tipo de regra de Taylor. Se assumirmos que políticas fiscais expansionistas aumentam a demanda agregada – como no modelo IS-LM –, o aumento do hiato do produto será ajustado via elevação da taxa de juros de curto prazo. Considerando que os preços – rígidos no curto prazo – têm ajuste

lento e que a política fiscal é persistente, as taxas de juros de longo prazo também serão afetadas.

Caselli et. al. (2005) destacam três canais pelos quais a política fiscal pode afetar a taxa de juros no longo prazo. O primeiro já foi mencionado. Apenas destaca-se o efeito *crowding-out* de expansões fiscais. O aumento de gastos do governo promove elevação dos juros de curto prazo (via redução de poupança). Essa elevação inibe os investimentos privados. No longo prazo, isso se traduz em um novo estoque de capital de equilíbrio, associado a taxas de juros mais altas.

O segundo canal diz respeito ao risco de *default* sobre a dívida pública. Esse risco depende sobretudo do estoque corrente da dívida e dos déficits (superávits) primários esperados. Portanto, a percepção de risco dos agentes está diretamente ligada às variáveis fiscais.<sup>2</sup> Num contexto de dívida elevada e resultados fiscais ruins, os agentes exigem um maior prêmio por perceberem maior probabilidade de *default*. O prêmio é refletido em taxas de juros mais altas. Esse canal pode ser visualizado pela paridade descoberta da taxa de juros, na qual a taxa de juros doméstica é igual à taxa de juros internacional acrescida de um termo de depreciação cambial esperada e um termo de prêmio de risco.

O terceiro canal mostra como a política fiscal pode afetar taxas nominais de juros por meio de expectativas sobre inflação e depreciação cambial futuras. Por exemplo, num contexto de dívida pública elevada, os agentes podem criar expectativas pessimistas sobre os níveis futuros da taxa de câmbio e da inflação. Isso é traduzido em *spreads* de taxas de juros. Ainda

---

<sup>2</sup> Esse mecanismo possibilita análises simultâneas de déficit e dívida e abre espaço para efeitos conjuntos dessas variáveis sobre a taxa de juros. Por exemplo, mesmo se quisermos identificar o efeito da dívida sobre os juros, é coerente controlar os efeitos do déficit; também pode-se pensar que déficits tenham maior efeito sobre a taxa de juros em um ambiente de elevada dívida pública. Algumas dessas relações serão abordadas na análise empírica. Para mais detalhes, ver Caselli et. al. (2005).

é ressaltado que incertezas associadas a essas variáveis podem impor um prêmio de risco adicional aos *spreads* (Caselli et. al., 2005, p. 04).

Os mecanismos mencionados estão associados a uma ampla literatura que estuda efeitos expansionistas de ajustes fiscais. Ao contrário do que é predito pelo modelo IS-LM, em alguns contextos políticas fiscais contracionistas (por exemplo, geração de superávits – notadamente via redução de gastos públicos) podem ter efeitos positivos sobre o investimento privado e sobre o produto. Um argumento bem documentado é o de que a percepção dos agentes sobre o impacto da política fiscal corrente (superávits primários) na trajetória futura da dívida pública é fundamental. Se os agentes acreditam que um ajuste fiscal reduzirá permanentemente o estoque da dívida, será exigido um menor prêmio de risco hoje sobre os títulos públicos, por considerarem que a probabilidade de *default* diminuiu. A conseqüente redução das taxas de juros tem efeitos positivos sobre componentes da demanda privada e, portanto, sobre o crescimento econômico (Ardagna, 2005, 2003).<sup>3</sup>

Com os modelos teóricos estabelecidos, a literatura parte para as evidências empíricas. Diversos trabalhos procuram identificar os efeitos de variáveis fiscais sobre as taxas de juros. Tipicamente, esses estudos se dedicam à experiência de um único país. Laubach (2003) identifica, na economia americana, um impacto de 25 pontos base de um choque de 1 ponto percentual no déficit projetado como proporção do PIB sobre taxas de juros de longo prazo

---

<sup>3</sup> Essa literatura também estuda o efeito dos componentes do ajuste fiscal sobre a economia. Ardagna (2003, 2000) encontra resultados que apontam a importância da qualidade dos ajustes no sentido de haver efeito positivo sobre o crescimento. O tipo de ajuste seria até mais importante que seu tamanho. Os resultados mais fortes mostram que reduções dos gastos correntes são mais eficazes que aumentos de tributação, em especial cortes na folha de pagamento (redução de empregos públicos ou de salários) e redução de transferências. Blanchard & Perotti (2002) analisam o período pós-guerra na economia americana e buscam caracterizar os efeitos dinâmicos de choques de gastos e tributação. Um dos principais resultados mostra que tanto aumentos de gastos como de tributação impactam negativamente os gastos de investimento. Mountford & Uhlig (2005) também analisam os efeitos de choques fiscais nos EUA. O principal achado é que a melhor política fiscal para estimular a economia é um déficit gerado por redução de tributação. No entanto, é ressaltado que os custos de longo prazo de expansões fiscais são provavelmente maiores que os benefícios de curto termo.

projetadas. Um choque equivalente na dívida projetada como proporção do PIB apresenta um efeito de 4 a 5 pontos base. Gale & Orszag (2003) fazem um amplo levantamento dos estudos que buscam quantificar os efeitos de choques fiscais nos EUA, com atenção especial àqueles que usam projeções das variáveis fiscais. Segundo eles, estimativas razoáveis do impacto de um aumento de 1 ponto percentual no déficit projetado como proporção do PIB sobre taxas de juros de longo prazo variam de 50 a 100 pontos base.

Caselli et. al. (2005) trabalham com dados em painel para 16 países da OCDE entre 1960 e 2002. O objetivo é investigar os efeitos do déficit e da dívida pública nas taxas de juros de longo prazo. Na especificação preferida, o estudo identifica que um choque de 1 ponto percentual no déficit primário como proporção do PIB tem um impacto de 10 pontos base sobre a taxa de juros de longo prazo. O mesmo choque leva a um impacto acumulado em 10 anos de quase 150 pontos base.

O efeito encontrado da dívida como proporção do PIB sobre a taxa de juros é não-linear e apenas em países com nível elevado da relação dívida/PIB há efeito significativo. Uma contribuição importante é a análise conjunta entre déficits correntes e estoque da dívida pública. Por exemplo, há indícios de que o efeito de déficits correntes se torna maior quando o estoque da dívida está acima de determinados limites.

Kinoshita (2006) trabalha com um painel de 19 economias industriais entre 1971 e 2004 buscando quantificar o efeito da dívida pública sobre taxas de juros de longo prazo. O efeito encontrado varia de 2 a 5 pontos base. O estudo também investiga o impacto do aumento de 1 ponto percentual no consumo do governo como proporção do PIB. As estimativas variam de 20 a 90 pontos base. Logo, os efeitos do acúmulo de dívida sobre as taxas de juros, principalmente por meio de aumentos no consumo do governo, não podem ser ignorados.

Ardagna (2005) analisa um painel com países da OCDE no período 1960-2002. O artigo estuda a reação de preços do mercado financeiro a eventos fiscais. Um dos resultados principais é a constatação de que o mercado precifica a disciplina fiscal, tanto via redução de taxas de juros quanto via elevação dos preços das ações. A autora identifica eventos de contração ou expansão fiscal e observa o comportamento dessas variáveis no período próximo aos eventos. Também são encontrados resultados importantes sobre os efeitos da qualidade do ajuste fiscal. Aqueles que são implementados por meio de corte de gastos do governo e que geram uma redução substancial e permanente da dívida pública estão associados a maiores reduções das taxas de juros e maiores aumentos dos preços das ações. Outro fator que influencia o impacto é a condição fiscal inicial do país. Em geral, países que no momento da implementação do ajuste apresentavam altos déficits públicos obtêm efeitos mais fortes sobre juros e ações.

Alguns artigos relacionados destacam a relevância de variáveis fiscais. Reinhart et. al. (2003) elaboram um amplo estudo sobre intolerância ao endividamento (*debt intolerance*) em países industriais e emergentes. O artigo mostra que o limite de dívida sustentável para países com histórico de *default* é consideravelmente inferior àquele para países sem histórico de *default*. Em um exemplo, os autores identificam regiões de risco de crédito, buscando avaliar o limite de endividamento seguro para países com histórico de crédito bom (por exemplo, Malásia) e ruim (por exemplo, Argentina). O resultado do exercício indica que a Argentina passa da região I para a II (escala crescente de risco) quando sua relação dívida externa/PNB alcança os 15%. Esse limite para a Malásia é superior a 30%. Extrapolando as conclusões, pode-se argumentar que o histórico de *default* de um país contribui para determinar sua taxa de juros. Diretamente, o mercado deve precificar o risco relacionado à qualidade do histórico de crédito. Indiretamente, países com histórico ruim, como o Brasil, teriam nível de dívida

sustentável inferior à dívida corrente ou à assumida sustentável. A percepção de insustentabilidade do endividamento pelo mercado pode pressionar as taxas de juros.

Um estudo do *World Economic Outlook* (2003), doravante WEO, do Fundo Monetário Internacional (FMI), avalia se a dívida pública das economias emergentes está muito elevada. Os resultados são semelhantes aos de Reinhart et. al. (2003). O limite de endividamento é menor para economias emergentes. Esse fato é atribuído a um pior histórico de crédito, a instituições mais fracas e a um ambiente econômico intrinsecamente mais volátil em relação às economias industriais. Além disso, o estudo mostra que países que entraram em *default* ou em reestruturação da dívida apresentavam, em média, relação dívida/PIB superior aos países que honraram seus compromissos.

### Caso Brasileiro

A literatura dedicada à análise do caso brasileiro é ainda mais limitada. Não encontramos estudos empíricos que tenham como objetivo identificar o efeito de variáveis fiscais sobre taxas de juros no Brasil ou mesmo em economias emergentes. Alguns trabalhos relacionados discutem diferentes explicações para o elevado nível da taxa de juros no Brasil na última década.<sup>4</sup> Antes da flexibilização cambial de 1999, os motivos centrais eram atribuídos aos fortes desequilíbrios macroeconômicos. Havia um quadro de persistentes déficits nas contas públicas combinado com elevado estoque da dívida. O câmbio não era flexível, contribuindo para enormes desequilíbrios em transações correntes. A política monetária era usada como instrumento para manutenção do câmbio sobrevalorizado, com objetivos de estabilidade de preços. Soma-se o fato de que, assumindo um princípio de paridade das taxas de juros, havia a

---

<sup>4</sup> Uma apresentação mais detalhada desses pontos pode ser encontrada em Holland (2006), Gonçalves, Holland & Spacov (2005), Muinhos & Nakane (2005) e Arida, Bacha & Lara-Resende (2004).

necessidade de um alto diferencial entre as taxas interna e externa para compensar uma clara expectativa de desvalorização da moeda. Após a desvalorização e a não observação de reduções substanciais das taxas de juros, surgem novas explicações. Inicialmente, argumentou-se que os elevados déficits em transações correntes, que permaneceram após a flexibilização, provocavam demasiada volatilidade na taxa de câmbio. Essa volatilidade era repassada para os preços (*pass-through*), pressionando a inflação. Como adotamos o regime de metas nesse mesmo ano, a taxa de juros reagia para conter pressões inflacionárias. Posteriormente, ficou claro que esses argumentos explicavam apenas parcialmente as elevadas taxas. Após a flexibilização e reversão dos déficits em transações correntes, a taxa real de juros caiu de um patamar de 15% a 20% para algo em torno de 10% ao ano.

Favero & Giavazzi (2002) chamam atenção para um ajuste fiscal insuficiente. Apesar dos superávits primários dos últimos anos, o tamanho e o custo da dívida seriam tão grandes que pressionariam a taxa de juros via prêmio de risco. Além disso, também contribuiria a alta demanda do setor público por financiamentos, num ambiente de poupança escassa.<sup>5</sup> Segundo os autores, os determinantes do prêmio de risco estão ligados aos fundamentos macroeconômicos, notadamente à dinâmica do endividamento público. Eles defendem um esforço fiscal adicional (basicamente superávits maiores), que deveria ser encarado como um investimento, para reduzir e estabilizar a relação dívida/PIB.

Gonçalves, Holland & Spacov (2005) trabalham com dados em painel para economias industriais e emergentes no período 1996-2002 com o objetivo de testar a hipótese de Arida, Bacha & Lara-Resende (2004), que atribui a alta taxa de juros no Brasil a questões relacionadas a incertezas jurídicas. Os resultados são desfavoráveis. Os autores argumentam

---

<sup>5</sup> Para uma discussão recente sobre a importância do ajuste fiscal no Brasil e análises do impacto de políticas econômicas, ver Pinheiro & Moreira (2006) e Delfim-Netto & Giambiagi (2005).

que fatores tradicionais, como política monetária e fiscal, são mais relevantes na explicação do nível da taxa real de juros. Para medir o fator fiscal, é usada a relação dívida/PIB. O objetivo do artigo não é identificar o efeito de choques fiscais sobre a taxa de juros, mas o modelo estimado permite essa inferência. Pelas estimativas, um choque de 1 ponto percentual na dívida como proporção do PIB provoca um impacto de 13 a 35 pontos base sobre a taxa real de juros de curto prazo.

Miranda & Muinhos (2003) e Muinhos & Nakane (2005) desenvolvem diferentes abordagens para mensurar a taxa de juros de equilíbrio. Em uma delas, trabalham com um painel para 13 economias emergentes. Entre as variáveis explanatórias, incluem uma variável para captar o prêmio de risco, achando relação positiva e significativa com a taxa real de juros. Muinhos & Nakane (2005) também testam a razão dívida/PIB. No entanto, não encontram evidências de relação positiva entre dívida pública e taxa de juros. Eles concluem que prêmios de risco não são suficientes para explicar nosso diferencial de juros. Mesmo após controlar para o prêmio de risco, as estimativas da taxa de equilíbrio para o Brasil estão entre as mais elevadas da amostra.<sup>6</sup>

Holland (2006) estuda a função de reação do Banco Central do Brasil e compara as estimativas encontradas com aquelas de países selecionados. O autor encontra evidência de alto conservadorismo do Banco Central brasileiro no sentido de reagir mais que proporcionalmente a desvios da meta de inflação, com o objetivo de construir credibilidade. Ele conclui defendendo que, dado o quadro macroeconômico doméstico e o ambiente internacional estável, é hora de testar a credibilidade já construída, buscando operar sobre uma curva de taxa de juros real descendente.

---

<sup>6</sup> Os autores interpretam os resultados dos efeitos fixos de cada país como uma estimativa de sua taxa de juros.

### 3. DADOS E ESTRATÉGIA

Construímos um painel com 42 países, entre economias industriais (20) e emergentes (22), com dados anuais para o período máximo 1960-2005.<sup>7</sup> Chamaremos essa amostra de painel PCP.<sup>8</sup> A partir desta, formamos uma segunda amostra, que chamaremos de painel PLP. Essa é formada por 29 países, com dados anuais para economias industriais e emergentes também com cobertura máxima 1960-2005.<sup>9</sup> O painel PLP é constituído por todos países de PCP que têm dados disponíveis para taxa de juros de longo prazo. Ademais, nosso critério para classificar uma economia como industrial ou emergente é baseado no estudo do *World Economic Outlook* (2003), do FMI.<sup>10</sup>

A principal fonte de dados foi o *International Financial Statistics* (IFS),<sup>11</sup> do FMI. Também foram consultados os bancos de dados do WEO e da OCDE. Além das fontes mencionadas acima, em caráter complementar foram feitas consultas diretas aos bancos centrais de

---

<sup>7</sup> Para maiores detalhes sobre a disponibilidade conjunta das variáveis para cada país, consultar o Apêndice 1.

<sup>8</sup> As economias industriais são: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Reino Unido, Suécia e Suíça. As economias emergentes são: África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Equador, Filipinas, Índia, Indonésia, Israel, Malásia, México, Peru, Polónia, Rússia, Singapura, Tailândia, Turquia, Uruguai e Venezuela.

<sup>9</sup> Dos 29 países dessa amostra, 20 são industriais – Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Reino Unido, Suécia e Suíça – e 9 são emergentes – África do Sul, Bulgária, Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Malásia, México, Tailândia e Venezuela.

<sup>10</sup> Os bancos de dados estão disponíveis sob solicitação.

<sup>11</sup> Publicações mensais em *CD-rom* – várias edições.

Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Equador, Filipinas, Irlanda, Peru, Portugal, Reino Unido, Uruguai e Venezuela em vista da escassez de dados, principalmente para economias emergentes.<sup>12</sup> A Tabela 1 descreve as variáveis e as respectivas fontes.

O painel PCP será usado no modelo principal, no qual a variável dependente é a taxa real de juros de curto prazo. O painel PLP será usado no modelo alternativo, no qual a variável dependente é a taxa real de juros de longo prazo. Além de termos uma medida alternativa de taxa real de juros, vários artigos na literatura usam como variável dependente taxas de juros de longo prazo. Assim, poderemos comparar algumas estimativas diretamente.

Tabela 1 – Descrição dos dados			
Variável	Unidade	Descrição	Fonte
JURONCP	Percentual	Taxa de juros nominal de curto prazo (títulos do governo de 3 meses sempre que possível; caso contrário, <i>money market rate</i> ou <i>deposit rate</i> , de acordo com a maior disponibilidade)	IFS
JURORCP	Percentual	Taxa de juros real de curto prazo <i>ex-post</i> (taxa de juros nominal de curto prazo deflacionada pelo índice de preços ao consumidor)	IFS; cálculo do autor
JURONLP	Percentual	Taxa de juros nominal de longo prazo (títulos do governo de longo prazo – normalmente 10 anos)	IFS
JURORLP	Percentual	Taxa de juros real de longo prazo <i>ex-post</i> (taxa de juros nominal de longo prazo deflacionada pelo índice de preços ao consumidor)	IFS; cálculo do autor
INFLA	Percentual	Taxa de inflação (índice de preços ao consumidor)	IFS; WEO
ΔPIBREAL	Percentual	Taxa de crescimento do PIB real	IFS; WEO; cálculo do autor
DEFPIB	Percentual	Déficit público como proporção do PIB (déficit orçamentário total do governo central consolidado)	IFS; Bancos Centrais; OCDE; cálculo do autor
DIVPIB	Percentual	Dívida pública como proporção do PIB (dívida pública bruta – interna e externa – do governo central consolidado sempre que possível; caso contrário, dívida interna bruta do governo central consolidado)	IFS; Bancos Centrais; cálculo do autor
RECP	Percentual	Receita tributária como proporção do PIB (receita tributária do governo central consolidado)	IFS; cálculo do autor
GPIB	Percentual	Gasto público como proporção do PIB (gastos do governo central consolidado)	IFS; cálculo do autor
CgPIB	Percentual	Gastos de consumo do governo como proporção do PIB (gastos de consumo do governo geral)	IFS; cálculo do autor
CREDPIB	Percentual	Crédito doméstico como proporção do PIB	IFS; cálculo do autor

Notas:  
1. Dados do PIB foram coletados no IFS e WEO  
2. Dados de dívida pública para o Brasil são relativos à dívida líquida do setor público

<sup>12</sup> Além dos bancos centrais, agradecemos às seguintes agências por alguns dados fornecidos: *Bureau of the Treasury*, das Filipinas; *National Treasury Management Agency*, da Irlanda; *Office for National Statistics*, do Reino Unido; e *Ministerio de Finanzas*, da Venezuela.

A literatura justifica essa preferência argumentando basicamente que taxas de longo prazo são menos influenciadas diretamente pela política monetária. Dessa maneira, seu uso facilitaria a identificação dos impactos de choques fiscais. Para resolver essa questão, vamos estudar os efeitos das variáveis fiscais sobre taxas de juros de curto e longo prazos.

Outros problemas de identificação também são destacados. Há a necessidade de isolar os efeitos das variáveis fiscais dos efeitos de outros fatores que simultaneamente influenciam a taxa de juros, independentemente de sua maturidade. São fatores associados a flutuações de curto prazo, como ciclos econômicos. Parte da literatura resolve esse problema usando projeções das variáveis fiscais, como Laubach (2003) e Gale & Orszag (2003). Outra motivação para o uso de projeções é a necessidade de captar as expectativas acerca de déficits futuros, informação que não está contida nas séries históricas de déficits correntes. No entanto, essa abordagem é tipicamente usada em estudos individuais. Projeções das nossas variáveis não estão disponíveis, o que nos impede de usar uma estratégia semelhante. Dessa forma, para controlar as flutuações de curto prazo, vamos usar a taxa de crescimento do PIB real, como sugerido por Caselli et. al. (2005). Em relação aos déficits futuros, não usaremos nenhum mecanismo direto para tentar captar as expectativas. Porém, note que Gale & Orszag (2003) reconhecem que o uso de déficits correntes no máximo vai subestimar os efeitos dessa variável sobre a taxa de juros, pois não incorpora as antecipações do mercado.<sup>13</sup>

Como indicadores fiscais, utilizamos o déficit público como proporção do PIB (DEFPIB) e a dívida pública bruta como proporção do PIB (DIVPIB). Além desses, ainda vamos analisar os efeitos do gasto público como proporção do PIB (GPIB) e dos gastos de consumo do governo

---

<sup>13</sup> Nas especificações alternativas, vamos estudar os efeitos dinâmicos de choques fiscais sobre a taxa de juros usando um modelo VAR. Isso não capta diretamente as expectativas sobre a situação fiscal futura, mas em alguma medida incorpora o fato do mercado ser *forward-looking*.

como proporção do PIB (CgPIB) sobre a taxa real de juros. As diferenças entre GPIB e CgPIB são relativas à cobertura e à definição dos dados no IFS (ver Tabela 1).

Vale ressaltar que DEFPIB se refere ao déficit público total. A princípio, seria preferível usar o déficit primário, pois variações na taxa de juros têm efeito direto sobre os gastos com serviço da dívida. No entanto, não há disponibilidade de resultados primários para todo o painel. De qualquer maneira, possíveis problemas de endogeneidade serão devidamente tratados nas estimativas econométricas. O mesmo raciocínio estende-se para GPIB.

Conforme o discutido, podemos escrever o modelo geral:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 DEFPIB_{it} + \beta_2 DIVPIB_{it} + \beta_3 (D\_EM * DEFPIB_{it}) + \beta_4 (D\_EM * DIVPIB_{it}) + \delta X_{it} + a_i + s_t + u_{it}$$

onde  $Y_{it}$  representa JURORCP ou JURORLP;  $D\_EM$  é uma variável *dummy* para economias emergentes que interage com as variáveis fiscais para estimar os coeficientes específicos desses países;  $X_{it}$  representa outras variáveis de controle;  $a_i$  são efeitos fixos na *cross-section*;  $s_t$  são efeitos temporais; e  $u_{it}$  representa o erro idiossincrático.

### Teste de raiz unitária

Vamos discutir algumas propriedades temporais das principais variáveis. A Tabela 2 apresenta os testes de raiz unitária para dados em painel, que buscam examinar a estacionariedade das séries de tempo. Para tanto, escolhemos a abordagem proposta por Im, Pesaran e Shin (IPS), que usa testes de raiz unitária separados para cada *cross-section* (não impõe restrições de homogeneidade nos coeficientes  $\beta$ ). Essa abordagem, além de apresentar

maior apelo empírico do que testes que assumem processos comuns a todas unidades *cross-section*, é ainda mais importante em nosso caso, pois temos um painel formado por países industriais e emergentes, cujos processos geradores podem ser de natureza distinta.

Tabela 2					
Testes de raiz unitária para dados em painel					
Amostra: 1960 – 2005 (painel não-balanceado)					
	JURORCP	JURORLP	DEFPIB	DIVPIB	$\Delta$ PIBREAL
IPS	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
	0,01	0,28	0,09	0,00	0,00

Notas:

1. Especificação do teste: i) linha superior – interceptos individuais; ii) linha inferior – interceptos e termos de tendência linear
2. Para escolha do número defasagens foi usado o critério Schwarz
3. P-valores reportados

A análise da Tabela 2 sugere rejeição da hipótese nula ( $H_0$ ), sob a qual as séries possuem uma raiz unitária. JURORCP, DIVPIB e  $\Delta$ PIBREAL rejeitam a hipótese nula a qualquer nível de significância nas duas especificações. Já JURORLP e DEFPIB apresentam alguma variação. Na primeira especificação incluímos apenas interceptos. Na segunda, incluímos interceptos e termos de tendência linear. Em ambos os casos foi usado o critério Schwarz para seleção do número de defasagens do teste. Com termos de tendência, JURORLP não rejeita  $H_0$ . No entanto, a exclusão de tendência linear provoca rejeição de  $H_0$  a qualquer nível de significância.

O resultado importante é não haver evidência relevante de que as séries são  $I(1)$ . Além da Tabela 2, foram testadas outras especificações, variando a escolha do número de defasagens, o tamanho da amostra (por exemplo, 1975-2005 e 1980-2005) e até o tipo de teste. A evidência geral é de que as séries são estacionárias. Em nenhum momento fica clara a existência de séries integradas. Como apontado por Caselli et. al. (2005), vale ressaltar que a cobertura da amostra (1960-2005) inclui períodos típicos de quebras estruturais, como os choques do petróleo. Como os testes não distinguem uma quebra de uma raiz unitária, o

resultado pode ser influenciado. Note que quando estimamos com o período 1980-2005 rejeitamos a hipótese nula para todas as variáveis e especificações da tabela acima. Essas constatações, associadas aos resultados da Tabela 2, nos levam a assumir que as séries são  $I(0)$ . Portanto, nossos modelos serão estimados em nível.

## 4. ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS

### 4.1 ESPECIFICAÇÕES PRINCIPAIS

Nas primeiras especificações, a variável dependente é a taxa real de juros de curto prazo; os regressores são DEFPIB, DIVPIB e variáveis construídas para captar possíveis efeitos não-lineares sobre a taxa de juros; e a variável de controle é a taxa de crescimento do PIB real. Vamos estimar as regressões com o painel PCP incluindo uma *dummy* para países emergentes junto às variáveis fiscais. Nas tabelas abaixo, vamos reportar os resultados obtidos por diferentes estimadores.<sup>14</sup> Assim sendo, o modelo é o seguinte:

$$JURORCP_{it} = \alpha + \beta_1 DEFPIB_{it} + \beta_2 DIVPIB_{it} + \beta_3 (D\_EM * DEFPIB_{it}) + \beta_4 (D\_EM * DIVPIB_{it}) + \gamma W_{it} + \delta \Delta PIBREAL_{it} + \alpha_i + s_t + u_{it}$$

---

<sup>14</sup> Para avaliarmos qual a melhor especificação para o modelo, usamos o teste de Hausman aplicado à escolha entre efeitos fixos e aleatórios. Os resultados dos testes não foram conclusivos. Dessa maneira, optamos por não escolher um modelo específico. Vamos reportar os coeficientes obtidos por diferentes estimadores, comparando os resultados. A literatura recente de econometria com dados em painel adota essa estratégia com frequência. Ver, por exemplo, Cohen & Einav (2003) e Bover & Watson (2004). Vale ressaltar que nossa tendência é preferir os resultados do estimador de efeitos fixos. Em primeiro lugar, a literatura relacionada tipicamente usa efeitos fixos nos trabalhos com dados em painel (por sinal, sem fazer menção a testes de especificação, como o teste de Hausman). Além disso, sabemos que, sob esse teste, o estimador de efeitos fixos é sempre consistente, enquanto o estimador de efeitos aleatórios só é consistente sob a hipótese nula. A vantagem desse estimador é ser mais eficiente em caso de não-rejeição de  $H_0$ . Sob a hipótese alternativa, seu uso gera estimativas inconsistentes. Como os resultados de nossos testes não foram robustos a mudanças de especificação, parece mais prudente preferir os coeficientes obtidos por efeitos fixos.

onde  $W_{it}$  representa as variáveis construídas para captar efeitos não-lineares – termos quadráticos e interações (descreveremos a seguir).

A Tabela 3 apresenta os resultados das especificações lineares. Em geral, os coeficientes apresentam os sinais esperados, mas há sensibilidade quanto ao método de estimação. Na coluna 1, não impomos nenhum tipo de transformação nos dados. Na coluna 2, o estimador de efeitos aleatórios corrige a autocorrelação serial dos resíduos que se deve à presença de fatores fixos. Na coluna 3, consideramos que esses fatores podem ser correlacionados com as variáveis explanatórias, o que implicaria em regressores endógenos. O estimador de efeitos fixos elimina esses fatores, resolvendo o problema. Finalmente, na coluna 5 consideramos a possibilidade dos regressores serem endógenos por outras razões, estimando o modelo por variáveis instrumentais.

Apesar de apresentarem o sinal esperado, os resultados não sugerem relação estatística significativa entre DEFPIB e JURORCP para economias industriais.<sup>15</sup> Já os coeficientes da interação de  $D_{EM}$  com déficit/PIB são estatisticamente significantes. As colunas 3 e 4 sugerem que um choque de 1 ponto percentual na razão déficit/PIB provoca um impacto de 56 a 77 pontos base na taxa de juros real de curto prazo nos países emergentes acima do impacto sobre os industriais. Se considerarmos que o efeito de DEFPIB sobre JURORCP para países desenvolvidos é zero, o choque é o próprio coeficiente da interação. Considerando as colunas 5 e 6, o efeito do mesmo choque sobe para o intervalo de 156 a 194 pontos base.

Para a relação dívida/PIB, os resultados são significantes para os dois grupos de países. Em particular, a coluna 3 sugere que um choque de 1 ponto percentual em DIVPIB eleva a taxa

---

<sup>15</sup> Laubach (2003) e Gale & Orszag (2003) chamam atenção para a dificuldade de obter significância estatística para o impacto do déficit público sobre taxas de juros quando são usados déficits correntes em vez de projeções. Argumentam basicamente que déficits correntes não incorporam informação sobre a situação fiscal futura e que é mais difícil isolá-los de flutuações de curto prazo.

real de juros de curto prazo em 6,7 pontos base para economias industriais e em 23,8 pontos base para emergentes, ambos significantes a pelo menos 10%. Quando estimamos por variáveis instrumentais – coluna 5 –, obtemos basicamente o mesmo resultado para os industriais. Já o impacto para emergentes sobe para cerca de 58 pontos base. Os resultados para economias industriais são consistentes com Kinoshita (2006) e Laubach (2003).

Tabela 3						
Especificações Principais – lineares <sup>16</sup>						
Variável Dependente: Taxa real de juros de curto prazo						
PCP 1960 – 2005 (não-balanceado)						
Estimador	MQO Agrupado <sup>a</sup>	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos		Variáveis Instrumentais <sup>b</sup>	
Regressor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DEFPIB	-0,018 (0,94)	0,054 (0,78)	0,051 (0,81)	0,118 (0,64)	0,089 (0,74)	0,062 (0,85)
DIVPIB	0,038 (0,51)	0,073 (0,06)	0,067 (0,08)	-0,032 (0,53)	0,063 (0,10)	-0,033 (0,52)
DEFPIB*D_EM	0,894 (0,02)	0,761 (0,01)	0,562 (0,08)	0,769 (0,03)	1,562 (0,00)	1,938 (0,00)
DIVPIB*D_EM	0,065 (0,31)	0,057 (0,33)	0,171 (0,03)	0,205 (0,01)	0,520 (0,00)	0,548 (0,00)
Efeitos <i>cross-section</i>	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeitos temporais	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	SIM
R2 ajustado	0,41	0,02	0,20	0,20	0,16	0,17
Observações	933	975	975	975	933	933

Notas:  
1. P-valores entre parênteses  
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade  
3. Todas as regressões incluem intercepto e  $\Delta$ PIBREAL (variável de controle)  
a. Permite autocorrelação serial de primeira ordem no termo de erro (inclui um termo AR(1))  
b. Refere-se ao estimador de efeitos fixos. A primeira defasagem de cada regressor foi usada como instrumento (exceto  $\Delta$ PIBREAL)

A Tabela 4 apresenta as estimativas das especificações não-lineares. Estimamos as regressões sem diferenciar entre países industriais e emergentes. Como primeira opção, usamos o quadrado das variáveis fiscais para tentar captar relações não-lineares com a taxa real de juros. Alternativamente, construímos variáveis de interação. Nas linhas inferiores da tabela abaixo, escolhemos limites para déficit e dívida como proporções do PIB. A “regra de bolso”

<sup>16</sup> Quando incluímos o crédito como proporção do PIB (CREDPIB) como variável de controle para política monetária, encontramos, em todas as especificações, coeficientes positivos e estatisticamente significantes para essa variável, indicando que um aumento do crédito estaria associado a um aumento da taxa real de juros. Intuitivamente, esse resultado não favorece a idéia de que um mercado de crédito mais amplo tornaria a transmissão da política monetária mais eficiente, permitindo que os choques na taxa de juros de curto prazo para o alcance de dado objetivo sejam menores. Esse raciocínio sugere uma relação negativa entre as variáveis (nesse sentido, ainda investigamos possíveis efeitos não-lineares de CREDPIB sobre a taxa de juros, mas não encontramos resultados significantes). Já os coeficientes das variáveis fiscais sofreram poucas alterações mediante a inclusão de CREDPIB no modelo. Grosso modo, os resultados permaneceram os mesmos.

é 4% para DEFPIB e 50% para DIVPIB<sup>17</sup> (o estudo das implicações associadas a variáveis fiscais que ultrapassam limites específicos é encontrado na literatura, especialmente para a relação dívida/PIB, como em Reinhart et. al. (2003) e WEO (2003)). D1 é uma variável *dummy* igual a 1 quando o déficit/PIB está acima de 4% e zero caso contrário. D2 é uma *dummy* igual a 1 quando a dívida/PIB é superior a 50% e zero caso contrário. As *dummies* interagem com o quadrado da diferença entre a observação e o limite escolhido. O intuito é verificar se o efeito de DEFPIB e de DIVPIB sobre a taxa de juros muda acima de determinados níveis e se o nível de um influencia o impacto do outro.

Os resultados da Tabela 4 sugerem que déficits podem ter efeitos não-lineares sobre a taxa real de juros. As três opções utilizadas para captar não-linearidades retornam coeficientes positivos e estatisticamente significantes para DEFPIB em todas as especificações. Em particular, um resultado interessante e economicamente significativo é o sugerido pelas colunas 5 e 6. Nesse caso, analisamos se o nível de uma variável influencia o impacto da outra na taxa de juros. Há evidências de que países com relação dívida/PIB superior a 50% têm o impacto do déficit sobre a taxa de juros potencializado. Esse resultado é consistente com Caselli et. al. (2005). Ademais, seus resultados sugerem impacto não-linear de DIVPIB sobre a taxa de juros, o que não é confirmado nas nossas estimativas.

Portanto, a análise das especificações principais sugere relação positiva e significativa entre dívida pública e taxa de juros, tanto em economias industriais como em economias emergentes. Os resultados para a razão déficit/PIB indicam que a relação com a taxa de juros pode ser não-linear. Em particular, há indícios de que o tamanho do endividamento do país pode aumentar o impacto do déficit público sobre a taxa real de juros.

---

<sup>17</sup> Esses limites foram escolhidos baseados em valores de referência (senso comum de mercado). Alternativamente, reproduzimos a Tabela 4 usando como limites para DEFPIB e DIVPIB respectivamente 3% e 60%. Esses valores são aqueles estabelecidos no tratado conhecido como *The Stability and Growth Pact*, adotado pela União Européia em 1997. Os resultados permanecem inalterados.

Tabela 4						
Especificações Principais – não-lineares						
Variável Dependente: Taxa real de juros de curto prazo						
PCP 1960 – 2005 (não-balanceado)						
Regressor	Efeitos Fixos					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DEFPIB	-0,083 (0,67)	0,150 (0,51)	-0,430 (0,05)	-0,269 (0,28)	0,356 (0,03)	0,582 (0,00)
DIVPIB	0,106 (0,20)	-0,006 (0,95)	0,122 (0,00)	0,049 (0,40)	0,077 (0,02)	0,009 (0,83)
DEFPIB <sup>2</sup>	0,071 (0,00)	0,067 (0,00)	-	-	-	-
DIVPIB <sup>2</sup>	-0,00006 (0,92)	0,0004 (0,53)	-	-	-	-
(DEFPIB-L) <sup>2</sup> *D1	-	-	0,232 (0,00)	0,226 (0,00)	-	-
(DIVPIB-L) <sup>2</sup> *D2	-	-	-0,0004 (0,60)	-0,00001 (0,99)	-	-
(DEFPIB-L) <sup>2</sup> *D2	-	-	-	-	0,088 (0,00)	0,088 (0,00)
(DIVPIB-L) <sup>2</sup> *D1	-	-	-	-	0,002 (0,16)	0,001 (0,31)
Efeitos <i>cross-section</i>	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeitos temporais	NAO	SIM	NAO	SIM	NAO	SIM
R2 ajustado	0,20	0,20	0,22	0,22	0,22	0,22
Observações	975	975	975	975	975	975

Notas:

1. P-valores entre parênteses
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade
3. Todas as regressões incluem intercepto e  $\Delta$ PIBREAL (variável de controle)
4. L = 4% para DEFPIB e 50% para DIVPIB
5. D1 = 1 quando DEFPIB > 4% e 0 caso contrário; D2 = 1 quando DIVPIB > 50% e 0 caso contrário

## 4.2 ESPECIFICAÇÕES COMPLEMENTARES

Nessa seção vamos investigar os efeitos de outras variáveis fiscais sobre a taxa real de juros. Em particular, vamos desmembrar o déficit nos componentes de receita tributária como proporção do PIB – RECPIB – e de gastos públicos como proporção do PIB – GPIB. Também vamos testar os gastos de consumo do governo sobre o PIB – CgPIB – no lugar de GPIB. A intenção é observar se o componente de consumo dos gastos públicos altera o impacto sobre a taxa de juros.

A Tabela 5 apresenta os primeiros resultados. A decomposição de DEFPIB sugere maior importância do componente de gastos públicos no que se refere ao impacto sobre a taxa real de juros. Os coeficientes de GPIB são economicamente significantes em todas as especificações. Em particular, os resultados para a interação de GPIB com a *dummy*

emergentes são estatisticamente significantes. Nas colunas 3 e 4, um impacto de 1 ponto percentual em GPIB para os países emergentes eleva a taxa real de juros em um intervalo de 96 a 123 pontos base. Ademais, se considerarmos também as colunas 5 e 6, esse efeito passa para um intervalo de 96 a 190 pontos base. Essas estimativas são maiores que aquelas encontradas para DEFPIB na Tabela 3.

As colunas 3 e 4 mostram que o efeito do mesmo choque em economias industriais fica entre 17 e 33 pontos bases.<sup>18</sup> Esses resultados estão em linha com Ardagna (2005). Os resultados de DIVPIB são próximos aos encontrados na Tabela 3. Novamente há indícios de reação maior das taxas de juros nas economias emergentes.

Tabela 5						
Especificações Complementares						
Variável Dependente: Taxa real de juros de curto prazo						
PCP 1960 – 2005 (não-balanceado)						
Estimador	MQO Agrupado <sup>a</sup>	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos		Variáveis Instrumentais <sup>b</sup>	
Regressor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RECPiB	0,269 (0,37)	0,081 (0,74)	0,074 (0,79)	-0,235 (0,43)	0,091 (0,82)	-0,041 (0,92)
GPIB	0,133 (0,64)	0,162 (0,38)	0,174 (0,38)	0,337 (0,16)	0,191 (0,50)	0,052 (0,88)
DIVPIB	0,078 (0,29)	0,045 (0,26)	0,048 (0,20)	-0,034 (0,49)	0,046 (0,26)	-0,059 (0,27)
RECPiB*D_EM	0,115 (0,77)	-0,636 (0,04)	-0,447 (0,25)	-0,311 (0,46)	-3,047 (0,00)	-3,510 (0,00)
GPIB*D_EM	0,588 (0,13)	0,668 (0,02)	0,792 (0,02)	0,908 (0,01)	1,259 (0,02)	1,852 (0,00)
DIVPIB*D_EM	-0,135 (0,28)	0,087 (0,32)	0,132 (0,16)	0,110 (0,26)	0,687 (0,00)	0,720 (0,00)
Efeitos <i>cross-section</i>	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeitos temporais	NAO	NAO	NAO	SIM	NAO	SIM
R2 ajustado	0,42	0,03	0,26	0,26	0,18	0,16
Observações	904	946	946	946	904	904

Notas:  
1. P-valores entre parênteses  
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade  
3. Todas as regressões incluem intercepto e  $\Delta$ PIBREAL (variável de controle)  
a. Permite autocorrelação serial de primeira ordem no termo de erro (inclui termo AR(1))  
b. Refere-se ao estimador de efeitos fixos. Primeira defasagem de cada regressor foi usada como instrumento (exceto  $\Delta$ PIBREAL)

<sup>18</sup> Apesar de não termos atingido significância estatística para as economias industriais, não descartamos esses resultados. Quando estimamos as amostras separadas (um painel para emergentes e outro para industriais), numericamente encontramos os mesmos coeficientes das colunas 3 e 4 e os resultados para economias industriais também passam a ser estatisticamente significantes aos níveis usuais. O uso de *dummies* de interação, como estamos fazendo com *D\_EM*, pode afetar a probabilidade associada à estatística-t. Fizemos o mesmo exercício na Tabela 3. Os coeficientes de DEFPIB permaneceram não significantes aos níveis usuais, apesar da redução observada nos p-valores.

Os resultados de RECPIB são ambíguos. Além de apresentarem sinais variáveis entre industriais e emergentes, em geral não há significância estatística. Tudo mais constante, quanto maior a receita tributária maior o nível de poupança, o que reduziria a taxa de juros (efeito oposto ao de gastos). Isso estaria de acordo com o sinal encontrado para economias emergentes. No entanto, o uso de receita e gastos simultaneamente pode gerar um problema de alta colinearidade entre essas variáveis. Por exemplo, pode-se pensar que, à medida que um governo eleva seus gastos, pode elevar também a tributação para custear a nova despesa. Para resolver essa questão, a seguir vamos reestimar a coluna 3 da Tabela 5 sem a variável de receita. Ademais, a sugestão de que os gastos públicos têm maior importância no que diz respeito ao impacto sobre a taxa de juros é encontrada na literatura, como em Ardagna (2005, 2003, 2000).

Na Tabela 6 adicionamos os gastos de consumo do governo como variável fiscal. Vamos usá-lo como alternativa a GPIB, além de observar como as estimativas se comportam quando retiramos RECPIB dos regressores. A coluna 1 reproduz a coluna 3 da Tabela 5 para facilitar a comparação. A coluna 2 mostra que a magnitude do coeficiente de GPIB aumenta nos países industriais. Um choque de 1 ponto percentual do PIB nos gastos públicos provocaria elevação da taxa real de juros nas economias industriais em 21,4 pontos base. Nas economias emergentes esse efeito seria de 57 pontos base a mais, com impacto total de 78,4 pontos. Ambos os resultados são altamente significantes.

Nas colunas 3 e 4 substituímos GPIB por CgPIB. Os resultados perdem força, mas há significância econômica. Um aumento de 1 ponto percentual nos gastos de consumo do governo elevaria a taxa real de juros entre 31 e 38 pontos base nas economias industriais. Nas emergentes, o impacto seria de 102 pontos base a mais do que o impacto nos países desenvolvidos. Mas esse resultado não é robusto à retirada de RECPIB da regressão. As

estimativas para economias industriais são consistentes com Kinoshita (2006), que acha um impacto de 68 a 89 pontos base.

Kinoshita (2006) também inclui entre os regressores a relação dívida/PIB e estima, como efeito de um choque de 1 ponto percentual do PIB, um intervalo de 4 a 5,3 pontos base. Os resultados novamente são consistentes. As estimativas da Tabela 6 apontam para um efeito de cerca de 4 pontos base sobre a taxa real de juros (economias industriais). Os resultados de DIVPIB para economias emergentes estão em linha com o que achamos até aqui e são robustos às especificações.

Tabela 6					
Especificações Complementares					
Variável Dependente: Taxa real de juros de curto prazo PCP 1960 – 2005 (não-balanceado)					
Regressor	Estimador	Efeitos Fixos			
		(1)	(2)	(3)	(4)
RECPiB		0,074 (0,79)	-	0,210 (0,16)	-
GPIB		0,174 (0,38)	0,214 (0,03)	-	-
CgPIB		-	-	0,311 (0,33)	0,380 (0,21)
DIVPIB		0,048 (0,20)	0,049 (0,18)	0,037 (0,41)	0,047 (0,30)
RECPiB*D_EM		-0,447 (0,25)	-	-0,240 (0,40)	-
GPIB*D_EM		0,792 (0,02)	0,570 (0,02)	-	-
CgPIB*D_EM		-	-	1,022 (0,04)	0,146 (0,75)
DIVPIB*D_EM		0,132 (0,16)	0,139 (0,13)	0,275 (0,00)	0,239 (0,00)
Efeitos <i>cross-section</i>		SIM	SIM	SIM	SIM
R2 ajustado		0,26	0,26	0,26	0,20
Observações		946	961	937	966

Notas:  
1. P-valores entre parênteses  
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade  
3. Todas as regressões incluem intercepto e  $\Delta$ PIBREAL (variável de controle)

## **5. ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS**

Como discutido na seção 3, uma parte da literatura estuda os efeitos de variáveis fiscais sobre taxas de juros de longo prazo. À medida que nosso objetivo é estudar os efeitos de variáveis fiscais sobre a taxa real de juros, primeiro vamos reestimar algumas especificações usando a taxa de juros real de longo prazo como variável dependente. Adicionalmente, vamos verificar as especificações com a taxa de juros nominal de longo prazo como variável dependente. Isso será feito na seção 5.1. Na seção 5.2 vamos estimar um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) em algumas especificações e avaliar os efeitos dinâmicos das variáveis fiscais sobre a taxa real de juros.

### **5.1 TAXA DE JUROS DE LONGO PRAZO**

A Tabela 7 apresenta as estimativas. Nessa especificação, vamos usar como variável de controle adicional a taxa de juros real de curto prazo para manter a política monetária constante. Como já discutido, a intenção é isolar os efeitos que as variáveis fiscais exercem sobre a taxa de juros de longo prazo.

As colunas 1 e 4 trazem as estimativas de DEFPIB. Os resultados sugerem que o aumento de 1 ponto percentual no déficit público como proporção do PIB provoca um efeito de 5 a 6 pontos base sobre a taxa real de juros de longo prazo nas economias industriais. Esse

resultado é consistente com Caselli et. al. (2005), que estimam um impacto de 7 a 10 pontos base na especificação equivalente. O impacto nas economias emergentes é de 11 pontos base a mais do que o achado para as industriais. Logo, o efeito total seria de 16 pontos base. No entanto, o resultado não é mantido quando estimamos por variáveis instrumentais.<sup>19</sup>

Tabela 7						
Especificações Alternativas						
Variável Dependente: Taxa real de juros de longo prazo PLP 1960 – 2005 (não-balanceado)						
Estimador	Efeitos Fixos			Variáveis Instrumentais <sup>a</sup>		
Regressor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
JURORCP	0,757 (0,00)	0,755 (0,00)	0,758 (0,00)	0,763 (0,00)	0,751 (0,00)	0,756 (0,00)
DEFPIB	0,049 (0,01)	-	-	0,061 (0,01)	-	-
RECPiB	-	-0,067 (0,01)	-0,016 (0,28)	-	-0,055 (0,09)	-0,005 (0,77)
GPIB	-	0,056 (0,01)	-	-	0,063 (0,01)	-
CgPIB	-	-	0,052 (0,17)	-	-	0,130 (0,00)
DIVPIB	0,029 (0,00)	0,030 (0,00)	0,029 (0,00)	0,029 (0,00)	0,029 (0,00)	0,024 (0,00)
DEFPIB*D_EM	0,111 (0,08)	-	-	0,019 (0,83)	-	-
RECPiB*D_EM	-	-0,073 (0,32)	-0,061 (0,41)	-	0,008 (0,93)	-0,116 (0,29)
GPIB*D_EM	-	0,101 (0,12)	-	-	0,003 (0,97)	-
CgPIB*D_EM	-	-	0,032 (0,70)	-	-	0,045 (0,71)
DIVPIB*D_EM	0,014 (0,44)	0,016 (0,37)	0,025 (0,16)	-0,0008 (0,96)	-0,0006 (0,97)	-0,001 (0,93)
Efeitos <i>cross-section</i>	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
R2 ajustado	0,83	0,83	0,83	0,80	0,81	0,80
Observações	679	671	671	650	642	642

Notas:  
1. P-valores entre parênteses  
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade  
3. Todas as regressões incluem intercepto e  $\Delta$ PIBREAL (variável de controle)  
a. Refere-se ao estimador de efeitos fixos. Primeira defasagem de cada regressor foi usada como instrumento (exceto  $\Delta$ PIBREAL)

Nas colunas 2 e 5, usamos RECPiB e GPIB no lugar de DEFPIB. Os coeficientes dos gastos públicos são altamente significantes e ligeiramente superiores àqueles estimados para DEFPIB. As estimativas de RECPiB passam a ser significantes e curiosamente são muito

<sup>19</sup> Ressalta-se que é necessário considerar a mudança de amostras antes de avaliar os resultados obtidos para economias emergentes. A sub-amostra que forma o painel com dados para taxa de juros de longo prazo (PLP) é diferente daquela que vínhamos usando no modelo principal. Como já discutimos, entre as motivações da ênfase dada à taxa real de curto prazo está a disponibilidade de dados dessa variável – notadamente para economias emergentes, como o Brasil. A amostra PLP é constituída basicamente por economias industriais. Dos 29 países, há apenas 9 emergentes, com cobertura anual restrita (ver Apêndice 1). Os dados de economias emergentes ficam reduzidos nessas especificações. Certamente essa é uma das limitações desse estudo. Apesar de termos maior interesse nos países emergentes, esse exercício não perde importância pois poderemos comparar diretamente algumas estimativas com a literatura empírica relacionada.

próximas daquelas de GPIB, mas com sinal negativo, o que, *ceteris paribus*, é intuitivo (efeito direto sobre o nível de poupança). Ademais, a coluna 2 sugere que o efeito de um choque nos gastos é 10 pontos base maior nas economias emergentes, o que, apesar da magnitude inferior, está em linha com o que encontramos para taxa real de juros de curto prazo.

Finalmente, nas colunas 3 e 6 usamos CgPIB no lugar da variável de gastos públicos. As estimativas para economias industriais sugerem que um aumento de 1 ponto percentual nos gastos de consumo do governo elevaria a taxa real de juros de longo prazo em até 13 pontos base, resultado maior do que o de gasto público total. Novamente esse resultado está em linha com Kinoshita (2006). Para as economias emergentes, os resultados são estatisticamente iguais a zero, apesar de apresentarem o sinal esperado (positivo).

Os resultados para DIVPIB são robustos às várias especificações para as economias industriais. Um choque de 1 ponto percentual na dívida como proporção do PIB eleva a taxa real de juros de longo prazo em 3 pontos base. Essa estimativa é muito próxima daquela encontrada por Laubach (2003) para os Estados Unidos e por Kinoshita (2006) em um painel com 19 países da OCDE. Já para as economias emergentes, há indícios (fracos) de que o impacto do mesmo choque é cerca de 2 pontos base maior do que o encontrado para países industriais (efeito total de 5 pontos base).

Na Tabela 8 abaixo, a taxa de juros nominal de longo prazo é a variável dependente. Como variáveis de controle, usamos a taxa de juros nominal de curto prazo e a taxa de inflação, buscando manter a política monetária constante.

As estimativas da Tabela 8 são consistentes com aquelas da Tabela 7. Vale destacar a elevação dos coeficientes de DEFPIB, RECPiB e GPIB para as economias industriais. As

colunas 1 e 4 indicam um efeito de 12 a 15 pontos base de um choque na razão déficit/PIB sobre a taxa de juros nominal de longo prazo, resultados próximos aos de Caselli et. al. (2005). Os coeficientes de RECPiB e GPIB mantêm o sinal oposto e magnitude semelhante entre eles.

Para as economias emergentes, as colunas de 1 a 3 sugerem que o efeito de um choque em DIVPIB é de 5 a 6 pontos base maior do que em economias industriais, confirmando os indícios da Tabela 7. O impacto total seria de cerca de 7 pontos base.

Tabela 8						
Especificações Alternativas						
Variável Dependente: Taxa nominal de juros de longo prazo PLP 1960 – 2005 (não-balanceado)						
Estimador	Efeitos Fixos			Variáveis Instrumentais <sup>a</sup>		
Regressor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
JURONCP	0,647 (0,00)	0,634 (0,00)	0,662 (0,00)	0,654 (0,00)	0,619 (0,00)	0,668 (0,00)
INFLA	0,193 (0,00)	0,203 (0,00)	0,198 (0,00)	0,197 (0,00)	0,215 (0,00)	0,209 (0,00)
DEFPIB	0,120 (0,00)	-	-	0,150 (0,00)	-	-
RECPiB	-	-0,114 (0,00)	0,0008 (0,96)	-	-0,132 (0,00)	0,006 (0,75)
GPIB	-	0,122 (0,00)	-	-	0,151 (0,00)	-
CgPIB	-	-	0,039 (0,32)	-	-	0,129 (0,00)
DIVPIB	0,017 (0,00)	0,015 (0,00)	0,017 (0,00)	0,019 (0,00)	0,016 (0,00)	0,012 (0,02)
DEFPIB*D_EM	0,002 (0,97)	-	-	-0,118 (0,21)	-	-
RECPiB*D_EM	-	0,094 (0,24)	0,040 (0,62)	-	0,283 (0,01)	0,006 (0,95)
GPIB*D_EM	-	0,010 (0,87)	-	-	-0,118 (0,23)	-
CgPIB*D_EM	-	-	-0,006 (0,94)	-	-	0,036 (0,76)
DIVPIB*D_EM	0,050 (0,01)	0,060 (0,00)	0,064 (0,00)	0,012 (0,57)	0,023 (0,28)	0,019 (0,38)
Efeitos <i>cross-section</i>	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
R2 ajustado	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,91
Observações	679	671	671	650	642	642

Notas:  
1. P-valores entre parênteses  
2. Erros-padrão robustos a heteroscedasticidade  
3. Todas as regressões incluem intercepto e ΔPIBREAL (variável de controle)  
a. Refere-se ao estimador de efeitos fixos. Primeira defasagem de cada regressor foi usada como instrumento (exceto ΔPIBREAL)

## 5.2 ESPECIFICAÇÕES DINÂMICAS

Com a intenção de estimar os efeitos dinâmicos das variáveis fiscais sobre a taxa real de juros, vamos analisar algumas especificações em um modelo de vetores autoregressivos (VAR). A Tabela 9 apresenta as estimativas quando a taxa real de juros de curto prazo é a variável dependente. A Tabela 10 faz o mesmo para a taxa real de longo prazo. Nos dois casos, vamos apresentar os resultados com as variáveis DEFPIB e DIVPIB.

Estimamos o VAR no painel inteiro, sem fazer distinção entre economias industriais e emergentes. Para controlar a presença de efeitos fixos, subtraímos a média temporal de cada unidade *cross-section*. Escolhemos o número de defasagens para o VAR de acordo com o critério de informação Schwarz e analisamos as funções resposta de impulso (IRF) para observar a dinâmica dos efeitos das variáveis fiscais sobre as taxas de juros. Foram usadas as mesmas variáveis de controle das especificações estáticas. Por último, estimamos a IRF sob diferentes especificações para a decomposição de Choleski, buscando verificar a sensibilidade dos coeficientes à ortogonalização dos choques.

A Tabela 9 apresenta a resposta da taxa real de juros de curto prazo a choques em DEFPIB e DIVPIB. Reportamos a resposta em  $t$  (contemporânea),  $t+1$ ,  $t+2$  e a resposta acumulada até 5 e 10 anos. As estimativas são sensíveis apenas à ordenação de DEFPIB e DIVPIB entre elas, independentemente da posição das variáveis fiscais na decomposição. No entanto, o resultado geral não muda. A última coluna mostra o efeito acumulado do choque após 10 anos. Todas as estimativas são estatisticamente significantes a pelo menos 10%. O impacto de um choque de 1 ponto percentual em DEFPIB sobre a taxa real de juros varia de 350 a 687 pontos base.

Tabela 9					
Especificações Dinâmicas					
Taxa real de juros de curto prazo					
PCP 1960 – 2005 (não-balanceado)					
	Contemporâneo	1 ano	2 anos	Acumulado até 5 anos	Acumulado até 10 anos
<b>A1</b>					
DEFPIB	0,567 (0,435)	2,701 (0,551)	1,934 (0,466)	7,111 (1,807)	6,875 (2,330)
DIVPIB	-0,976 (0,434)	3,999 (0,525)	3,815 (0,459)	8,140 (1,620)	6,648 (2,293)
<b>A2</b>					
DEFPIB	0,921 (0,434)	0,798 (0,523)	0,177 (0,428)	3,093 (1,678)	3,497 (2,130)
DIVPIB	-0,652 (0,435)	4,759 (0,537)	4,274 (0,477)	10,357 (1,735)	8,902 (2,473)
<b>B1</b>					
DEFPIB	0,432 (0,434)	2,657 (0,547)	1,817 (0,456)	6,329 (1,740)	6,261 (2,187)
DIVPIB	-1,165 (0,433)	4,247 (0,518)	3,933 (0,445)	7,859 (1,570)	6,493 (2,156)
<b>B2</b>					
DEFPIB	0,819 (0,433)	0,966 (0,521)	0,294 (0,426)	3,107 (1,665)	3,532 (2,101)
DIVPIB	-0,934 (0,434)	4,916 (0,526)	4,322 (0,456)	9,600 (1,632)	8,300 (2,232)
Notas					
1. Erros-padrão entre parênteses					
2. Critério Schwarz: 2 defasagens					
3. Decomposição de Choleski:					
A1: DEFPIB DIVPIB $\Delta$ PIBREAL JURORCP					
A2: DIVPIB DEFPIB $\Delta$ PIBREAL JURORCP					
B1: $\Delta$ PIBREAL DEFPIB DIVPIB JURORCP					
B2: $\Delta$ PIBREAL DIVPIB DEFPIB JURORCP					

As estimativas para a razão dívida/PIB seguem a mesma linha. O choque provoca efeito acumulado após 10 anos de 650 a 890 pontos base. Os coeficientes são altamente significantes. A magnitude dessas estimativas é superior a que encontramos na literatura. Provavelmente isso está relacionado à presença de economias emergentes no painel PCP.

A Tabela 10 apresenta a resposta da taxa real de juros de longo prazo a choques em DEFPIB e DIVPIB. Novamente reportamos a resposta em t, t+1, t+2 e a resposta acumulada até 5 e 10 anos. Os efeitos acumulados após 10 anos são sempre significantes. Um choque em DEFPIB provoca um impacto que varia de 97 a 187 pontos base sobre a taxa real de juros de longo prazo. Essas estimativas são consistentes com os resultados de Caselli et. al. (2005), inclusive a magnitude dos efeitos estimados, o que provavelmente reflete a predominância de

economias industriais na amostra PLP. Por outro lado, Gale & Orszag (2003) documentam que estudos baseados em projeções de modelos VAR tipicamente não alcançam resultados significantes para os efeitos do déficit público sobre taxas de juros. Nossas evidências refutam pelo menos parcialmente essa constatação.

Na análise de DIVPIB, o impacto sobre a taxa de juros vai de 85 a 221 pontos base. Novamente, os coeficientes são sempre positivos e altamente significantes. Nesse caso, nossos resultados divergem de Caselli et. al. (2005), que não encontram evidências consistentes para a razão dívida/PIB.

Portanto, a análise dinâmica fornece evidência de um impacto de longo prazo não desprezível de choques nas variáveis fiscais sobre as taxas reais de juros. Isso favorece a idéia de que os mercados se preocupam com a trajetória futura da situação fiscal do país.

**Tabela 10**  
**Especificações Dinâmicas**

Taxa real de juros de longo prazo  
PLP 1960 – 2005 (não-balanceado)

	Contemporâneo	1 ano	2 anos	Acumulado até 5 anos	Acumulado até 10 anos
<b>A1</b>					
DEFPIB	0,220 (0,081)	0,241 (0,096)	0,254 (0,077)	1,243 (0,353)	1,871 (0,500)
DIVPIB	0,302 (0,080)	0,171 (0,091)	0,222 (0,081)	1,122 (0,329)	1,565 (0,470)
<b>A2</b>					
DEFPIB	0,068 (0,079)	0,144 (0,094)	0,133 (0,073)	0,639 (0,329)	1,015 (0,444)
DIVPIB	0,367 (0,080)	0,258 (0,092)	0,310 (0,084)	1,548 (0,351)	2,218 (0,522)
<b>B1</b>					
DEFPIB	0,145 (0,046)	0,200 (0,083)	0,148 (0,070)	0,868 (0,294)	1,413 (0,437)
DIVPIB	0,149 (0,046)	0,080 (0,076)	0,060 (0,073)	0,497 (0,271)	0,857 (0,406)
<b>B2</b>					
DEFPIB	0,076 (0,046)	0,154 (0,082)	0,113 (0,067)	0,611 (0,278)	0,975 (0,402)
DIVPIB	0,193 (0,046)	0,151 (0,078)	0,112 (0,076)	0,792 (0,287)	1,334 (0,442)

**Notas**

1. Erros-padrão entre parênteses
2. Critério Schwarz: 2 defasagens
3. Decomposição de Choleski:

A1: DEFPIB DIVPIB  $\Delta$ PIBREAL JURORCP JURORLP

A2: DIVPIB DEFPIB  $\Delta$ PIBREAL JURORCP JURORLP

B1: JURORCP  $\Delta$ PIBREAL DEFPIB DIVPIB JURORLP

B2: JURORCP  $\Delta$ PIBREAL DIVPIB DEFPIB JURORLP

## 6. CASO BRASILEIRO

A Tabela 11 compara a taxa real de juros estimada com a taxa real de juros de curto prazo observada no Brasil para o período 1996-2005. No exercício abaixo, usamos os coeficientes obtidos na Tabela 3 (colunas 4 e 6).

Tabela 11							
Observado x Estimado							
Taxa real de juros de curto prazo (% ao ano)							
País	Ano	Efeitos Fixos			Variáveis Instrumentais		
		JURORCP Observado	JURORCP Estimado	Diferença (1)	JURORCP Observado	JURORCP Estimado	Diferença (2)
BRA	1996	9,87	11,70	-1,83	9,87	23,56	-13,68
BRA	1997	16,93	12,06	4,87	16,93	24,63	-7,70
BRA	1998	25,48	13,76	11,72	25,48	28,00	-2,51
BRA	1999	20,36	12,93	7,42	20,36	27,11	-6,75
BRA	2000	9,79	10,34	-0,55	9,79	22,43	-12,64
BRA	2001	9,99	11,30	-1,31	9,99	23,90	-13,91
BRA	2002	9,88	12,86	-2,98	9,88	28,20	-18,32
BRA	2003	7,46	13,18	-5,71	7,46	28,18	-20,72
BRA	2004	9,04	10,33	-1,29	9,04	23,27	-14,22
BRA	2005	11,43	11,75	-0,32	11,43	25,89	-14,46

Notas:

- Coeficientes do Estimador de Efeitos Fixos (Tabela 3, coluna 4)
  - Intercepto = 0,710574
  - DEFPIB = 0,769607 + 0,118025
  - DIVPIB = 0,204857 – 0,032703
  - $\Delta$ PIBREAL = -0,145596
- Coeficientes do Estimador de Variáveis Instrumentais (Tabela 3, coluna 6)
  - Intercepto = -6,027688
  - DEFPIB = 1,938611 + 0,062768
  - DIVPIB = 0,547998 – 0,033280
  - $\Delta$ PIBREAL = 0,024797
- Observamos a significância estatística do modelo (teste-F) para a construção da taxa de juros estimada. Dessa forma, coeficientes sem significância estatística individual (não rejeição de  $H_0$  no teste-t) estão computados no cálculo das taxas de juros estimadas.

As colunas (1) e (2) da Tabela 11 mostram a diferença entre a taxa observada e a estimada. As taxas de juros estimadas por variáveis instrumentais são superiores às observadas. Por sua vez, as estimativas por efeitos fixos ficam bem próximas à taxa de juros realizada, o que sugere um bom ajuste do modelo.

No Brasil, é comum observarmos a atribuição das altas taxas de juros vigentes a uma política monetária excessivamente conservadora por parte da autoridade monetária. Em relação a esse ponto, o exercício indica que, quando controlamos para variáveis fiscais, a taxa de juros observada fica próxima ou abaixo da taxa de juros estimada. Isso sugere grande importância de variáveis como déficit e dívida pública na determinação da taxa de juros. De acordo com o modelo, poderíamos dizer que a taxa de juros praticada no Brasil é um “ponto na curva” ou um “ponto abaixo da curva”.

Obviamente, isso não esclarece uma questão tão controversa. O exercício apenas favorece a idéia de que por trás das taxas de juros praticadas no país estão variáveis determinando um equilíbrio. Sabemos que não se trata apenas de déficit e dívida, mas fica claro que questões de política fiscal têm participação fundamental. Dessa forma, entendemos que é necessário considerar esse tipo de evidência no processo de tomadas de decisão.

## 7. CONCLUSÃO

Desenvolvemos uma análise com dados em painel para identificar os efeitos de variáveis fiscais sobre a taxa real de juros. Os resultados são economicamente significantes. Os principais achados sugerem que variáveis fiscais afetam as taxas de juros, tanto de curto quanto de longo prazo, o que confirma as previsões de grande parte dos modelos teóricos.

Encontramos evidências de que a reação das taxas de juros não é a mesma entre economias industriais e emergentes. Os resultados sugerem que choques nas variáveis fiscais afetam a taxa real de juros em maior escala nas economias emergentes. Esse resultado é particularmente forte nas especificações com taxas de curto prazo. Por outro lado, nossas estimativas para economias industriais, principalmente na análise com taxas de juros de longo prazo, são consistentes com aquelas encontradas na literatura empírica.

Ademais, há fortes indícios de que o impacto do déficit público como proporção do PIB sobre a taxa de juros pode ser não-linear. Também analisamos se o efeito das variáveis fiscais é influenciado quando elas ultrapassam determinados limites. Nossas estimativas sugerem que o impacto de déficits públicos é potencializado quando o estoque da dívida está acima de 50% do PIB, como é o caso do Brasil, principalmente se considerarmos a dívida bruta do setor público. Outra constatação importante é a de que não se pode ignorar os efeitos de longo

prazo de políticas fiscais. A análise dinâmica mostrou que tanto para taxas de juros de curto quanto de longo prazos os efeitos acumulados de choques fiscais são significantes e elevados.

A análise empírica nos permite fazer conjecturas para o caso brasileiro. Os dados sugerem que variáveis fiscais têm grande influência na determinação das taxas de juros. Pelos resultados, fica evidente que, entre as razões para o Brasil ter a maior taxa de juros do mundo, o histórico de políticas fiscais permissivas e o elevado endividamento do setor público possuem papel marcante. Obviamente, isso não conta toda a história. Outras variáveis devem também desempenhar papel importante. Esse trabalho contribuiu para o entendimento dos efeitos de variáveis fiscais. Pesquisas futuras devem trabalhar na identificação de outros determinantes das nossas elevadas taxas de juros. Sugerimos que a literatura considere variáveis que captem melhor o papel da poupança – o uso de déficits públicos não captura prováveis impactos de mudanças nas poupanças privada e externa; variáveis que captem melhor o risco de crédito histórico – a relação dívida/PIB certamente não contém toda a informação sobre os riscos associados à economia do país; e possíveis variáveis microeconômicas que reflitam questões idiossincráticas de nosso mercado, relacionadas à rigidez de diversas áreas, como ambiente de negócios, mercado de trabalho, estrutura tributária e aspectos jurídicos.

Ademais, as taxas estimadas pelo modelo não favorecem a idéia de que a taxa de juros vigente no Brasil é meramente fruto de uma política monetária excessivamente conservadora. Mesmo que haja conservadorismo, não parece razoável assumir que nossa taxa de juros é a maior do mundo apenas por causa dos formuladores de política monetária, como muitos debatedores pregam. Da mesma forma, não parece adequado atribuir o fraco desempenho econômico simplesmente ao elevado nível dos juros, o que também é comumente enfatizado. Os debates deveriam ser revistos. Um enfoque maior nas causas que levam a taxa de juros no Brasil a ser

a maior entre as principais economias do mundo e a nossa economia a crescer abaixo da média mundial seria de grande contribuição. Sem dúvida existem causas relacionadas.

Uma agenda importante para pesquisas futuras é a avaliação mais ampla dos impactos de variáveis fiscais sobre taxas de juros de longo prazo para economias emergentes, particularmente para o Brasil. A construção de um banco de dados com informações mais abrangentes sobre taxas de juros de longo prazo deve contribuir para essa questão.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARDAGNA, Silvia. (2005). Financial Markets' Behavior around Episodes of Large Changes in the Fiscal Stance. Harvard University. Disponível em:  
<<http://www.economics.harvard.edu/faculty/ardagna/papers.html>>.

\_\_\_\_\_. (2003). Fiscal Stabilizations: When Do They Work and Why. *European Economic Review* - forthcoming. Disponível em:  
<<http://www.economics.harvard.edu/faculty/ardagna/papers.html>>.

\_\_\_\_\_. (2000). Fiscal Policy Composition, Public Debt, and Economic Activity. *Wellesley College*. Disponível em: < <http://www.economics.harvard.edu/faculty/ardagna/papers.html>>.

CASELLI, Francesco; ARDAGNA, Silvia; LANE, Timothy (2005). Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service: Some Estimates for OECD Countries. Disponível em:  
<<http://personal.lse.ac.uk/casellif/>>.

ARIDA, Persio; BACHA, Edmar; LARA-RESENDE, Andre (2004). Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil. *Instituto de Estudos de Política Econômica*, Casa das Garças, Rio de Janeiro: mimeo.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n. 4, pp. 1329-1368.

BLANCHARD, Olivier; SUMMERS, Lawrence; BLINDER, Alan; NORDHAUS, William (1984). Perspective on High World Real Interest Rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1984, n. 2, pp. 273-334.

BOVER, Olympia; WATSON, Nadine (2004). Are There Economies of Scale in the Demand for Money by firms? Some Panel Data Estimates. *Journal of Monetary Economics*, 52, 1569-1589.

COHEN, Alma; EINAIV, Liran (2003). The Effects of Mandatory Seat Belt Laws on Driving Behavior and Traffic Fatalities. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 828-843.

FAVERO, Carlo; GIAVAZZI, Francesco (2002). Why Are Brazil's Interest Rate So High? IGIER, Universita Bocconi, Milan, Italy. Disponível em: < [http://www.igier.uni-bocconi.it/whos.php?nascondi=352&tbn=albero&id\\_doc=177](http://www.igier.uni-bocconi.it/whos.php?nascondi=352&tbn=albero&id_doc=177)>.

GALE, William; ORSZAG, Peter (2003). The Economic Effects of Long-Term Fiscal Discipline. *Brookings Institution – Discussion Paper*, n. 8.

GONÇALVES, Fernando; HOLLAND, Márcio; SPACOV, Andrei (2005). Can Jurisdictional Uncertainty and Capital Controls Explain the High Level of Real Interest Rates in Brazil? Evidence from Panel Data. mimeo.

HOLLAND, Márcio (2006). Por que as taxas de juros reais de curto prazo são tão elevadas no Brasil? mimeo.

KINOSHITA, Noriaki (2006). Government Debt and Long-Term Interest Rates. *IMF Working Paper*, WP/06/63.

LAUBACH, Thomas (2003). New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt. *Board of Governors of the Federal Reserve System*.

MIRANDA, Pedro; MUINHOS, Marcelo (2003). A Taxa de Juros de Equilíbrio: uma Abordagem Múltipla. *Banco Central do Brasil – Trabalhos para Discussão*, n. 66.

MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald (2005). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *SFB 649 Discussion Paper*, 2005-039.

MUINHOS, Marcelo; NAKANE, Márcio (2005). Comparing equilibrium real interest rates: different approaches to measure Brazilian rates. *Latin American and Caribbean Meeting of Econometric Society, LACEA*, Paris.

DELFINO-NETTO, Antonio; GIAMBIAGI, Fabio (2005). O Brasil Precisa de uma Agenda de Consenso. *IPEA – Boletim de Conjuntura 71 - Nota Técnica*.

PINHEIRO, Felipe; MOREIRA, Ajax (2006). Dívida Pública, Rigidez Fiscal e Dinâmica Macroeconômica. *IPEA – Boletim de Conjuntura 72 - Nota Técnica*.

REINHART, Carmen; ROGOFF, Kenneth; SAVASTANO, Miguel (2003). Debt Intolerance. *NBER Working Papers Series*, nº 9908.

WORLD ECONOMIC OUTLOOK – Fundo Monetário Internacional (2003). Public Debt in Emerging Markets: Is It Too High?. *World Economic Outlook*, September 2003, Chapter III (Washington: International Monetary Fund).

## APÊNDICE 1

Tabela 12		
Disponibilidade por país		
	Amostra PCP	Amostra PLP
<b>INDUSTRIAIS</b>		
Alemanha	1980-1998	1980-1998
Austrália	1978-1998	1978-1998
Austria	1970-1996	1970-1996
Bélgica	1970-2005	1970-2005
Canadá	1974-2001	1974-2001
Dinamarca	1972-1989	1972-1989
Espanha	1974-2005	1979-2005
Estados Unidos	1961-2005	1961-2005
Finlândia	1978-2005	1993-2005
França	1970-1997	1970-1997
Holanda	1978-2004	1978-2004
Irlanda	1990-2005	1990-1998
Itália	1971-2005	1971-2005
Japão	1975-1993	1975-1993
Noruega	1972-2003	1972-2003
Nova Zelândia	1978-2000	1978-2000
Portugal	1990-1998	1990-1998
Reino Unido	1970-2005	1970-2005
Suécia	1963-2005	1963-2005
Suíça	1969-2004	1969-2004
<b>EMERGENTES</b>		
África do Sul	1961-2005	1961-2005
Argentina	1992-2004	-
Brasil	1981-2005	-
Bulgária	2001-2005	2001-2005
Chile	1988-2000	-
Colômbia	1990-2005	-
Coreia do Sul	1977-1997	1977-1997
Equador	2000-2004	-
Filipinas	1976-2005	1994-2005
Índia	1974-1997	1974-1985
Indonésia	1974-2001	-
Israel	1985-2001	-
Malásia	1971-1999	1993-1999
México	1982-2005	1995-2005
Peru	1999-2005	-
Polónia	1994-2001	-
Rússia	1995-2005	-
Singapura	1973-2005	-
Tailândia	1977-2003	1977-2003
Turquia	1981-2001	-
Uruguai	1999-2005	-
Venezuela	1996-2004	1996-2004
Notas:		
1. Disponibilidade simultânea das variáveis para cada país		

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)