

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES FISCAIS DO GOVERNO CENTRAL NO PIB DO BRASIL

Marco Aurélio Ferreira Peres e Roberto de Góes Ellery Junior

ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Maurício Machado Fernandes e Luiz Guilherme Scorzafave

O CUSTO DO CAPITAL E O RETORNO DO INVESTIMENTO CORPORATIVO NO BRASIL ENTRE 1994 E 2008

Ricardo D. Brito, Rogério Monteiro e Gunnar G. Pimentel

CAPITAL HUMANO, PROGRESSO TÉCNICO, DIFUSÃO TECNOLÓGICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO PARA UMA AMOSTRA AMPLA DE PAÍSES

Emerson Marinho e Almir Bittencourt da Silva

PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS

Jaimilton Carvalho e José Angelo Divino

ESTIGMA, OFERTA DE TRABALHO E FORMAÇÃO DE CAPITAL HUMANO: EVIDÊNCIAS PARA BENEFICIÁRIOS DE PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA NO BRASIL

Enlinson Mattos e Vladimir Ponczek

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Samuel Pinheiro Guimarães Neto



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

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditores

Miguel Nathan Foguel

Maurício Cortez Reis

Membros

Carlos Henrique Leite Corseuil

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza

Elcyon Caiado Rocha Lima

Eustáquio José Reis

Fernando Veloso

Lauro Roberto Albrecht Ramos

Rodrigo Reis Soares

Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva

Angélica Ferreira de Barros

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil.
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

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

SUMÁRIO

**EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES FISCAIS
DO GOVERNO CENTRAL NO PIB DO BRASIL 159**

Marco Aurélio Ferreira Peres e
Roberto de Góes Ellery Junior

**ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO
COM MODELOS DE RACIONALIDADE
COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL 207**

Maurício Machado Fernandes e
Luiz Guilherme Scorzafave

**O CUSTO DO CAPITAL E O RETORNO DO INVESTIMENTO
CORPORATIVO NO BRASIL ENTRE 1994 E 2008 233**

Ricardo D. Brito,
Rogério Monteiro e
Gunnar G. Pimentel

**CAPITAL HUMANO, PROGRESSO TÉCNICO, DIFUSÃO
TECNOLÓGICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO
PARA UMA AMOSTRA AMPLA DE PAÍSES 263**

Emerson Marinho e
Almir Bittencourt da Silva

**PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE
JUROS EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS 289**

Jaimilton Carvalho e
José Angelo Divino

**ESTIGMA, OFERTA DE TRABALHO E FORMAÇÃO DE
CAPITAL HUMANO: EVIDÊNCIAS PARA BENEFICIÁRIOS
DE PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA NO BRASIL 309**

Enlinson Mattos e
Vladimir Ponczek

EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES FISCAIS DO GOVERNO CENTRAL NO PIB DO BRASIL*

Marco Aurélio Ferreira Peres**

Roberto de Góes Ellery Junior***

Neste trabalho caracterizam-se os efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central sobre a atividade econômica no Brasil, para o período pós-Plano Real. Obtiveram-se resultados para referência e comparação com a literatura internacional por meio de análise impulso-resposta, a partir de um Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural com produto, gasto público e impostos líquidos. A identificação é obtida com base nas informações institucionais do orçamento e do sistema tributário e por meio da análise do procedimento operacional das autoridades fiscais. Os resultados alcançados estão próximos ao relato da literatura empírica para a economia americana e outros países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE): a resposta do produto aos choques fiscais é pequena e tem característica tipicamente keynesiana.

1 INTRODUÇÃO

Há grande controvérsia teórica a respeito dos efeitos da política fiscal sobre o produto da economia. O tema da macroeconomia keynesiana é que, em uma economia na qual as flutuações são devidas em parte aos efeitos da demanda agregada e da rigidez nominal, a política fiscal é potencialmente eficaz para reduzir as flutuações na demanda agregada. Enquanto para a política monetária o principal *trade-off* está na estabilidade entre o preço e o produto, para a política fiscal o *trade-off* fica entre a estabilidade do produto e as distorções causadas pelos impostos e pela política de gasto do governo. Note-se que isso aponta para uma diferença importante entre a política fiscal e a monetária. Até mesmo na ausência de rigidez nominal e outras imperfeições, a política fiscal tem importantes efeitos macroeconômicos.

Nos modelos neoclássicos desenvolvidos nos últimos 20 anos, os efeitos da política fiscal sobre o produto podem ser muito diferentes daqueles postulados nos modelos macroeconômicos tipicamente keynesianos, sobretudo para os componentes do produto, como o consumo privado.

Blanchard e Perotti (2002) avaliam que, empiricamente, a visão predominante de que a política fiscal age de acordo com os preceitos dos modelos keynesianos é posta sob suspeita em razão da proliferação de modelos com estrutura tipicamente

* Uma versão anterior deste trabalho foi premiada no XII Prêmio do Tesouro Nacional – 2007, publicação autorizada.

** Analista de Planejamento e Orçamento da Secretaria de Orçamento Federal – SOF/MPOG e Professor da União Pioneira de Integração Social (UPIS).

*** Professor da Universidade de Brasília (UnB).

keynesiana. A estrutura assume formalmente um efeito positivo do produto a uma expansão do gasto público.

Em razão disso, utiliza-se um Vetor Autorregressivo (VAR) estrutural para caracterizar a dinâmica dos efeitos de choques nos tributos e nos gastos do governo central sobre a atividade econômica no Brasil para o período 1994:1 a 2005:2. A metodologia baseada em modelo VAR estrutural parece especialmente equipada para essa tarefa, pois permite a identificação dos choques de política relevantes com imposição de um mínimo de restrições teóricas.

Apoia-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002), com algumas modificações para o caso brasileiro e, em específico, para o governo central para fins de referência e comparação com pesquisas para outros países, posto que não há trabalhos semelhantes para a economia brasileira. A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no Produto Interno Bruto (PIB), decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo legislativo e, finalmente, as implementem.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE). Consistentemente, eles mostram que choques nos gastos públicos têm efeitos positivos sobre o produto, e choques positivos nos impostos possuem efeitos negativos sobre a atividade econômica, ambos de pequena magnitude.

O texto está organizado de modo que a seção seguinte trará a revisão da literatura. A seção 3 apresentará a especificação e as hipóteses de identificação utilizadas para caracterizar os efeitos da política fiscal. Na seção 4, encontra-se a metodologia para a construção das elasticidades-produto das variáveis fiscais. As estimativas das elasticidades encontram-se no anexo. A discussão sobre os dados e suas propriedades ficará a cargo da seção 5. Essa seção se encarregará também da avaliação da política fiscal e dos ciclos dos negócios para o período em análise. A seção 6 discorrerá sobre os resultados alcançados, os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica e as correlações com outros estudos. Por último, na seção 7, faz-se a conclusão.

2 A LITERATURA EMPÍRICA

Quando o objetivo é a análise dos efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica, o que se observa é uma relativa incerteza sobre os resultados. À primeira vista, parece predominante a crença de que o multiplicador fiscal do gasto seja

positivo e que o multiplicador dos tributos seja negativo, e que ambos sejam pequenos. Porém, há relatos empíricos de contrações fiscais expansionistas na Europa, sobretudo na Dinamarca, na Irlanda e na Suíça (ver GIAVAZZI e PAGANO, 1990, 1996). Novas abordagens teóricas apoiam a tese de que até mesmo os ajustes fiscais contracionistas podem ter efeitos positivos sobre a atividade econômica, enquanto as evidências empíricas não sugerem uma resposta singular e indicam que efeitos não-keynesianos podem ocorrer sob circunstâncias bem definidas.

Alesina e Perotti (1997) analisaram como a composição qualitativa do ajuste fiscal influencia a probabilidade de sucesso dessas medidas e as suas consequências macroeconômicas. Os autores definem como sucesso a redução consistente e longa no déficit e identificam dois tipos de ajustes fiscais. O primeiro baseia-se principalmente em cortes de despesa – em particular, cortes em transferências, previdência social e empregos e salários pagos pelo governo; enquanto os aumentos de impostos representam uma pequena fração do ajuste total, e os impostos sobre as famílias ou não são aumentados ou são até mesmo reduzidos. No segundo tipo, ao contrário, o ajuste baseia-se em aumento nos impostos, e frequentemente os maiores aumentos se dão nos impostos sobre as famílias e nas contribuições para a previdência social. No lado da despesa, a maioria dos cortes ocorre sobre o investimento público, enquanto salários pagos pelo governo, empregos e transferências ou ficam completamente inalterados, ou só são ligeiramente afetados.

Os resultados indicam que, mesmo quando os dois tipos de ajustes têm o mesmo tamanho, em termos de redução dos déficits primários, o que se apoia no corte de gastos propicia uma consolidação mais duradoura no orçamento e tem efeitos expansionistas sobre a atividade econômica. Já os ajustes com base no corte de impostos são anulados logo após sua implementação por deteriorações adicionais no orçamento e têm efeitos contracionistas na economia.

Os resultados de McDermott e Westcott (1996) e de Alesina e Ardagna (1998) confirmam que o ajuste fiscal via corte de gasto é, em média, mais efetivo na produção de efeitos macroeconômicos positivos do que quando se dá por meio de aumento nos impostos. A justificativa para tal fato é o canal de credibilidade: um corte nos salários dos funcionários públicos e nas transferências, por serem medidas mais impopulares, sinalizaria um compromisso com a reversão de uma posição fiscal deteriorada.

A investigação empírica dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a atividade econômica tem quatro ramos distintos: a abordagem de “estudos de eventos”, a abordagem “narrativa”, a metodologia de autorregressão vetorial, ou VAR, e a abordagem de identificação “agnóstica”.

O primeiro, no qual se incluem os autores Alesina e Perotti (1997), McDermott e Westcott (1996) e Alesina e Ardagna (1998) mencionados anteriormente, funciona

como um estudo de eventos. A ideia é tirar lições de episódios de contração fiscal a partir da comparação do desempenho macroeconômico e da situação fiscal antes, durante e depois do episódio, com ênfase na identificação de contrações fiscais expansionistas.

Dentre as contribuições na abordagem de estudos de eventos, encontram-se os trabalhos de Burnside, Eichenbaum e Fischer (2001) e de Ramey e Shapiro (1997) que utilizam uma variável *dummy* para capturar os efeitos de episódios fiscais do tipo Ramey e Shapiro (1997): aumento nos gastos militares com as guerras da Coreia, do Vietnã e a expansão fiscal de Reagan.

Ramey e Shapiro (1997) e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) estudaram a resposta do produto diante de choques de gastos com defesa para os Estados Unidos e exploraram a exogeneidade do desenvolvimento militar. Eles definiram uma *dummy* com valor 1 em 1950:3; 1965:1, 1980:1 e eliminaram os efeitos de algumas variáveis macroeconômicas, inclusive o PIB. Ramey e Shapiro (1997), no contexto do modelo univariado e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999), no contexto do VAR. Todos encontraram coincidente e aproximada relação de aumento nos gastos com defesa e o PIB.

A “abordagem *ex post*” ou “abordagem narrativa” de Romer e Romer (1989) utiliza-se da análise da legislação e documentos oficiais para identificar as mudanças tributárias exógenas.

O terceiro ramo de pesquisa apoiou-se na metodologia VAR, ordinária em análise de política monetária, para o estudo dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a produção. A notoriedade do uso do VAR para análise de sistemas econômicos dinâmicos é devida ao influente trabalho de Sims (1980). Stock e Watson (2001) abordam com propriedade e de forma didática o uso do VAR. A forma reduzida e a recursiva consagraram-se como bom instrumento estatístico para sumarizar os comovimentos entre as variáveis envolvidas no modelo e para fazer previsões.

Fatas e Mihov (1998) estimam um VAR que considera o produto, o deflator do PIB, a relação déficit primário/PIB e a taxa de juros. A identificação é obtida ao assumir que o produto e os preços não respondem no mesmo trimestre às mudanças nas políticas. Um aumento na relação déficit primário/PIB em 1 ponto percentual (p.p.) leva a um aumento do PIB em torno de 1 p.p., após aproximadamente dois anos, enquanto o déficit primário volta para sua tendência rapidamente.

Rotemberg e Woodford (1992) estudaram os efeitos de choques nos gastos militares e no emprego militar sobre o produto pela decomposição de Choleski. O VAR inclui os gastos militares com pessoal, compras militares, produto e salário real. O impacto estimado para a elasticidade do PIB privado com relação às compras

militares é em torno de 0,1, o que implica impacto multiplicativo próximo de 1,0 (a taxa média de compras militares pelo PIB nos Estados Unidos é de 10%, após a Segunda Guerra Mundial). O efeito persiste por quatro trimestres e anula-se após oito trimestres.

Em pesquisa recente, Fatas e Mihov (2001) analisam a importância dos estabilizadores automáticos e os efeitos dinâmicos da política fiscal discricionária para os países pertencentes ao grupo da OCDE, com foco em dois assuntos distintos. Primeiro, sob a ótica dos estabilizadores automáticos, buscam elucidar até que ponto a política fiscal ajuda a estabilizar flutuações de ciclos de negócios. A conclusão é que governos maiores reduzem a volatilidade do produto (total ou privado).

Fatas e Mihov (2001) avaliam ainda os efeitos dinâmicos das mudanças discricionárias na política fiscal. Eles constroem uma medida de discricionariedade da política fiscal e usam diferentes formas de identificação dos choques. De fato, usam a decomposição de Choleski para identificar os choques fiscais. Na primeira especificação, as decisões de gastos públicos são antecedentes, ou seja, impõem a restrição de que as outras variáveis endógenas, como produto e preços, não podem afetar contemporaneamente os gastos públicos. Em outra especificação, os choques fiscais são identificados de forma análoga a choques monetários, isto é, impondo a condição de que os choques fiscais não podem afetar o produto e os preços contemporaneamente; conseqüentemente, as variáveis fiscais são ordenadas por último. Com base nos resultados alcançados, os autores concluem em favor de fortes e persistentes efeitos dos choques na política fiscal sobre a atividade econômica.

Blanchard e Perotti (2002) analisam a economia dos Estados Unidos, no período de 1960:01 a 1997:04. O modelo é afim a um VAR estrutural a três variáveis: despesa de governo, receitas de impostos líquidos de transferências e nível de produção. A identificação é alcançada explorando a lentidão nas decisões de política fiscal e a informação institucional sobre a elasticidade das variáveis fiscais em relação à atividade econômica. Como resultado da estimação, não há evidências de relações contemporâneas entre os gastos públicos e a produção. A atividade econômica, mensurada pelo PIB real, é contemporaneamente afetada por mudanças inesperadas em ambas as variáveis fiscais.

A inclusão dos tributos e dos gastos no modelo permite aos autores considerarem dois possíveis modos pelos quais os itens orçamentários podem afetar um ao outro. Dois modelos fiscais são estimados separadamente. Como os modelos são exatamente identificados, nenhum teste formal é aplicável para a comparação entre eles. Contudo, os dados não permitem selecionar um dos dois modelos, pois as diferentes ordenações não revelaram diferenças significativas nos efeitos produzidos sobre a atividade econômica. A simulação do modelo mostra respostas keynesianas da economia a ambos os tipos de choques: um aumento nos tributos

tem efeitos negativos na produção e no consumo, enquanto uma inovação positiva na despesa pública produz efeitos positivos nas outras variáveis.

Perotti (2002) adiciona o nível de preço e a taxa de juros nominal ao modelo construído por Blanchard e Perotti (2002) e estende a aplicação a outros países, para o período de 1960 a 2001. A evidência encontrada confirma os resultados alcançados em Blanchard e Perotti (2002), mas indica que os efeitos da política fiscal no PIB e em seus componentes ficaram substancialmente fracos nos últimos 20 anos, fato consistente com o que predizem os modelos keynesianos desenvolvidos recentemente, ou seja, multiplicadores do gasto e do imposto menores. Segundo o autor, a justificativa para isso é o aumento no grau de abertura das economias, mudança no regime cambial de fixo para flexível e as possíveis mudanças nos regimes de política monetária.

Por último, destaca-se na abordagem agnóstica. Mountford e Uhlig (2005) utilizaram as mesmas variáveis fiscais de Blanchard e Perotti (2002), e abordagem de identificação baseada na imposição de restrições nos sinais das funções de respostas ao impulso com base na teoria. Para tanto, identificam um choque de ciclo empresarial impondo movimento na mesma direção para a produção, consumo, investimento não familiar e renda de governo durante quatro trimestres depois do choque. Os autores consideram choques ortogonais de ciclo de negócios, de política monetária e fiscal como independentes. Mountford e Uhlig (2005) identificam a variação inesperada nos gastos públicos por uma resposta positiva da despesa até quatro trimestres depois do choque e efeito negativo na resposta do investimento.

Mais recentemente, Favero e Giavazzi (2007) incluem a dívida pública no VAR utilizado em Blanchard e Perotti (2002), e argumentam que os modelos VAR tipicamente usados para estimar os efeitos dos choques fiscais sobre várias variáveis macroeconômicas (como produção e consumo privado) compartilham de duas fraquezas: *i*) eles não guardam o caminho da dinâmica da dívida que surge após um choque fiscal; e *ii*) como a relação de dívida evolui com o passar do tempo os modelos VAR tipicamente usados negligenciam a possibilidade de os impostos e os gastos responderem ao nível da dívida. Os autores argumentam que omitir a realimentação da dívida pode resultar em estimativas incorretas dos efeitos dinâmicos dos choques fiscais. Em particular, a ausência de um efeito dos choques fiscais nas taxas de juros de longo prazo, resultado frequente nos estudos que não incluem a dívida pública, pode ser explicada pela má especificação do modelo.

3 METODOLOGIA

A seção anterior mostra que, surpreendentemente, pouco se conhece a respeito da política fiscal. Em particular, pouco se conhece a respeito dos efeitos da política

fiscal em economias pequenas, onde é comum o emprego de tal política com o intuito de alcançar resultados keynesianos típicos. Então, os objetivos são: investigar se os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da OCDE; identificar que tipo de ajuste fiscal está em vigor (se o foco está no controle dos gastos, no aumento de impostos ou em ambos – conforme discussão na segunda seção); e que lições se pode tirar sobre o impacto do governo central na economia.

3.1 O VAR de referência

O VAR na forma reduzida é composto por três variáveis: os gastos e as receitas do governo e da produção, representada pelo PIB. Defina g_t a variável gasto como o total de gastos correntes e de capital em bens e serviços. Atribua t_t à variável impostos líquidos,¹ que representa o total da receita corrente menos transferências (incluindo pagamentos de juros), e faça y_t ser o produto, todos *per capita* e expressos em logaritmo.² A forma reduzida do VAR é como se segue:

$$Z_t = A(L) \cdot Z_{t-1} + U_t \quad (1)$$

onde $Z_t = [g_t \ t_t \ y_t]'$ é um vetor tridimensional do logaritmo dos gastos, dos impostos líquidos e do produto. $A(L)$ é um polinômio³ de defasagem do quarto grau.

O vetor dos resíduos da forma reduzida que, em geral, podem apresentar correlações contemporâneas não nulas é:

$$U_t = [u_t^g \ u_t^t \ u_t^y]' \quad (2)$$

3.2 A identificação

O principal propósito na estimação do VAR estrutural é obter uma ortogonalização não recursiva dos resíduos para fins de análise da resposta ao impulso. É uma forma alternativa à decomposição recursiva de Cholesky e requer a imposição de restrições para identificar os erros ortogonais como descrito a seguir.

1. Desta parte em diante atribui-se o nome de impostos líquidos, pois a receita tributária representa 86% da receita corrente. Considera-se receita tributária a soma da receita administrada, da contribuição para a previdência social e as demais taxas e contribuições.

2. A definição precisa das variáveis fiscais é feita na seção 4.

3. O primeiro desvio da metodologia ocorre nesse ponto, em virtude do reduzido número de observações que impede a estimação de um grande número de parâmetros. No modelo original tem-se $A[L, q]$ como um polinômio construído para permitir que o coeficiente em cada defasagem dependa do particular trimestre q que indexa a variável dependente. Especificamente, o modelo pode ser escrito como segue, onde os q_t são variáveis *dummies*: $Y_t = A(L) \cdot Y_{t-1} + A_1(L) \cdot q_1 \cdot Y_{t-1} + A_2(L) \cdot q_2 \cdot Y_{t-1} + A_3(L) \cdot q_3 \cdot Y_{t-1} + U_t$.

Os resíduos u_t^y , u_t^t e u_t^g em (1) são movimentos “surpresa” em cada variável e possuem um significado econômico. Eles são combinações lineares de choques estruturais nos tributos, nos gastos e no PIB.

$$\begin{aligned} u_t^g &= \alpha_{g,y} \cdot u_t^y + \beta_{g,t} \cdot e_t^t + e_t^g \\ u_t^t &= \alpha_{t,y} \cdot u_t^y + \beta_{t,g} \cdot e_t^g + e_t^t \\ u_t^y &= \alpha_{y,g} \cdot u_t^g + \alpha_{y,t} \cdot u_t^t + e_t^y \end{aligned} \quad (3)$$

onde e_t^t , e_t^g e e_t^y são choques estruturais não observáveis e não correlacionados que se deseja recuperar.

Para explicar o sistema de equações em (3), considere-se o VAR estrutural estacionário a seguir, referente à forma reduzida em (1), com restrições contemporâneas sobre as variáveis envolvidas:

$$AZ_t = C(L) \cdot Z_{t-1} + B\varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$$

onde Z_t é o vetor de variáveis endógenas como definido anteriormente; $\varepsilon_t = [e_t^g \ e_t^t \ e_t^y]'$ é o vetor de choques estruturais mutuamente não correlacionados. Para estimar os efeitos das mudanças exógenas não antecipadas na política fiscal é necessário recuperar as séries dos choques e_t^t , e_t^g . A matriz que descreve as relações contemporâneas entre as variáveis é representada por A . $C(L)$ é uma matriz finita polinomial de defasagem de grau 4. B é uma matriz que possui elementos unitários na diagonal principal e elementos não nulos fora da diagonal principal, a fim de permitir que um mesmo choque afete diretamente mais do que uma variável do sistema. E assumo que as matrizes A e B possuem inversa.

A equação anterior pode ser escrita de forma a explicitar a estrutura dos resíduos de interesse na identificação:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ t_t \\ y_t \end{bmatrix} = C(L)Z_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Investigando-se a forma reduzida dos resíduos, tem-se:

$$AU_t = B\varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

A fim de identificar os parâmetros, são necessárias restrições sobre os elementos das matrizes A , B e Ω , que, em geral, são sugeridas pela teoria econômica ou pelo conhecimento institucional.⁴ Dessa forma, dois conjuntos de restrições, $Q_1 \text{vec}(A) = h_1$ e $Q_2 \text{vec}(B) = h_2$, são estabelecidos como se segue. Não parece razoável considerar movimentos-surpresa entre as variáveis fiscais, que estão sob o controle do governo. Isso significa que $\alpha_{g,t} = \alpha_{t,g} = 0$. Pelo mesmo motivo, há de se considerar as reações automáticas do gasto aos choques estruturais nos impostos líquidos e vice-versa. As respostas automáticas cruzadas das variáveis fiscais a choques “estruturais” nos impostos líquidos ou no gasto do governo são capturadas pelos coeficientes $\beta_{g,t}$ e $\beta_{t,g}$. Como explicitado antes, supõe-se lentidão na política fiscal. As autoridades fiscais não respondem contemporaneamente a choques estruturais no produto, logo $\beta_{g,y} = \beta_{t,y} = 0$. Sem perda de generalidade, os movimentos inesperados da atividade econômica ocorrem devido a movimentos-surpresa da política fiscal e a outros choques exógenos.

Dessa forma,

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Essa equação é equivalente ao sistema de equações em (3). A primeira equação mostra que os movimentos inesperados nos gastos no período, g_t , podem ser causados pela resposta dos gastos a movimentos inesperados no PIB, capturado por $\alpha_{g,y} \cdot y_t$, pela resposta automática a choques estruturais nos impostos líquidos, capturados por $\beta_{g,t} \cdot t_t$, e por choques estruturais nos gastos, e_t^g . Comentários análogos podem explicar a segunda equação para os movimentos inesperados dos impostos líquidos.

4. E algumas vezes são impostas apenas por conveniência.

A terceira equação mostra que movimentos inesperados na produção têm origem nos movimentos-surpresa nos tributos, nos gastos públicos, ou outros choques na atividade econômica.

Note-se que a estimação da equação, por exemplo, de u_t^t em u_t^y por mínimos quadrados ordinários (MQO) não produz estimativas consistentes, dado que o produto pode responder contemporaneamente a choques nos impostos líquidos. Esse procedimento seria equivalente à decomposição de Choleski, a qual considera que as decisões de gasto público seguem às de tributação. A ortogonalização de Choleski na ordem inversa, equivalente a dizer que as variáveis fiscais antecedem o produto, também não produz estimativas corretas. Caso algum dos coeficientes estimados seja diferente de zero, $\alpha_{g,y}$ ou $\alpha_{t,y}$, recuperaria novamente uma combinação linear dos outros choques. A metodologia utilizada para identificar esse sistema pode ser dividida em três partes. Primeiro, a construção dos parâmetros $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$ depende das informações institucionais sobre os impostos, os gastos e as transferências.

Em geral, esses coeficientes podem capturar dois diferentes efeitos da atividade econômica sobre os tributos e os gastos: o efeito automático da atividade econômica sobre os tributos e os gastos via estabilizadores automáticos embutidos no código tributário ou em política anticíclica de transferências e os ajustes discricionários na política fiscal em resposta a eventos inesperados no período.

A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no PIB, decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo Legislativo e, finalmente, as implementem. O mesmo não se pode dizer em caso de dados com frequência anual. Em algum grau, a política fiscal pode ser ajustada em resposta às mudanças inesperadas no PIB dentro do ano. Portanto, $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$ são construtos de elasticidades do gasto do governo dos impostos líquidos em relação ao produto.

No entanto, há ainda o problema da estimação, pois u_t^t e u_t^g são correlacionados. Para construir as elasticidades-produto do gasto e dos impostos líquidos conta-se com informação independente e a próxima seção discutirá a metodologia de construção.

Segundo, dadas as elasticidades $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$, é possível construir resíduos ciclicamente ajustados dos tributos e dos gastos na forma reduzida.

$$\begin{aligned} u_t^{t,CA} &\equiv u_t^t - \alpha_{t,y} u_t^y = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \\ u_t^{g,CA} &\equiv u_t^g - \alpha_{g,y} u_t^y = \beta_{g,t} e_t^g + e_t^g \end{aligned} \quad (4)$$

O interesse em construir os choques ajustados ciclicamente é utilizá-los como instrumentos na estimação dos coeficientes $\alpha_{y,t}$ e $\alpha_{y,g}$, na terceira equação do sistema de equações em (3). Assim construídos, $u_t^{g,CA}$ e $u_t^{t,CA}$ provavelmente guardem pouca ou nenhuma correlação com e_t^y .

O terceiro e último passo gera a identificação dos dois choques estruturais e_t^t e e_t^g . Para isto, é necessário considerar a ordenação relativa dos dois choques de política fiscal ciclicamente ajustados e estimar os parâmetros que restam no sistema (3), $\beta_{g,t}$ e $\beta_{t,g}$. Pode-se assumir que choques nos impostos ocorrem primeiro. Nesse caso, $\beta_{t,g} = 0$ e estima-se $\beta_{g,t}$ por uma regressão de mínimos quadrados simples do resíduo dos gastos públicos ciclicamente ajustados $u_t^{g,CA}$ sobre os resíduos dos impostos ciclicamente ajustados $u_t^{t,CA}$. Com procedimento análogo porém, ao contrário, assume-se que as decisões de gastos vêm primeiro, então $\beta_{g,t} = 0$ e estima-se $\beta_{t,g}$.

Na ausência de uma regra de política bem estabelecida, é difícil pensar em razões plausíveis para selecionar uma forma ortogonal em vez da outra. Entretanto, a robustez dos resultados às duas ordenações alternativas é um indicativo de qual tipo de ajuste fiscal está em vigor, ou seja, o ajuste fiscal do período em análise ocorre via controle do gasto, aumento de impostos ou ambos.

4 A ELASTICIDADE-PRODUTO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS E DO GASTO

As duas variáveis fiscais usadas no VAR de referência – impostos líquidos e gastos do governo – são definidas como se segue:

Gasto do governo = consumo do governo + formação de capital total do governo.

Consumo do governo = aquisição de bens, corrente e capital, e serviços – execução direta e descentralizada.

Formação de capital total do governo = formação bruta de capital fixo + aquisição de ativos financeiros (formação ou aumento de capital de empresas e aquisição de títulos de capital já integralizados) + execução descentralizada de investimento.

Impostos líquidos = receita corrente – transferências.

Receita corrente = impostos + taxas + contribuições + receitas patrimoniais + receitas de serviços + outras receitas correntes.

Transferências = transferências a pessoas + transferências ao setor privado + pagamento de juros.

Transferências a pessoas = previdência social (pública e privada) + subsídios a pessoas (auxílios financeiros a pessoas).

Transferências ao setor privado = subsídios + subvenções sociais.

Os coeficientes $\alpha_{t,y}$ e $\alpha_{g,y}$ no sistema de equações (3) são médias ponderadas da elasticidade de cada componente dos impostos líquidos e dos gastos públicos em relação ao produto.

Considere-se as elasticidades-produto dos impostos líquidos. Escreva o nível de tributos líquidos T , como $T = \sum T_i$, onde T_i positivo corresponde aos tributos, T_i negativo corresponde às transferências. Seja Y o PIB e $B_i(Y)$ a base tributária correspondente a T_i (ou, no caso das transferências, o agregado relevante para o programa de transferências, isto é, desemprego – para benefícios de desemprego) e ω_i é a alíquota. Pode-se escrever a elasticidade dos tributos líquidos com respeito ao produto, $\alpha_{t,y}$, como:

$$\alpha_{t,y} = \sum_i \eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y} \cdot \frac{T_i}{T} \quad (5)^5$$

onde η_{T_i, B_i} denota a elasticidade dos tributos do tipo i em relação a sua base, e $\eta_{B_i, Y}$ denota a elasticidade da base do tributo em relação ao PIB em nível (Y).

A elasticidade-produto de cada componente das receitas de impostos é construída pela decomposição das receitas tributárias em alíquotas e base tributária. Dessa forma, a receita administrada e a contribuição para a previdência podem ser decompostas em sete categorias: *i*) o comércio exterior – Imposto de Importação (II) + Imposto de Exportação (IE); *ii*) produção industrial – Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI); *iii*) renda das empresas – Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e Contribuição sobre o Lucro Líquido (CSSL); *iv*) renda dos indivíduos – Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) e Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF); *v*) movimentação financeira – Contribuição sobre a Movimentação Financeira (CPMF); *vi*) faturamento – Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) e Contribuição para o Programa de Integração Social (PIS) e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP);⁶ e *vii*) folha de pagamentos – Contribuições para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e a Contribuição para o Regime de Previdência dos Servidores.

A decomposição anterior prioriza a base de incidência e sua relação com a atividade econômica. Sendo assim, atribui-se à categoria “demais receitas” aquelas

5. A expressão (5) acima é uma versão da elasticidade de funções compostas e fácil de ser demonstrada. Pela regra da cadeia:

$$\frac{\partial T}{\partial Y} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \cdot E. \text{ Para obter a elasticidade na equação (5), basta fazer: } \frac{Y}{T} \frac{\partial T}{\partial Y} = \frac{Y}{T} \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{T_i}{B_i} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{Y}{B_i} \frac{T_i}{T}.$$

6. Há duas modalidades de contribuição para o PIS/PASEP: sobre o faturamento e sobre a folha, sendo que a segunda representa a menor parcela na arrecadação.

receitas que não dependem de forma direta ou fortemente da atividade econômica e aquelas que não representam parcela significativa da arrecadação⁷ – Imposto Territorial Rural (ITR); Imposto sobre Movimentações Financeiras (IOF); Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (Cide-Combustíveis);⁸ Contribuições para o Fundo Especial de Desenvolvimento e Aperfeiçoamento das Atividades de Fiscalização (FUNDAF); e taxas, outras contribuições, receita patrimonial, receita de serviços e outras receitas correntes.

A formalização abaixo é uma aproximação das estimativas de elasticidades anuais produzidas pela OCDE. Ver, por exemplo, *Giorno et al.* (1995).⁹ Considere-se os impostos diretos sobre os indivíduos, tipicamente a maior componente das receitas tributárias, ou seja, contribuições para a previdência social, IRPF e IRRF sobre rendas do trabalho. Pode-se escrevê-los como:

$$T_{i,t} = \omega_i(W_t) \cdot W_t(E_t) \cdot E_t(Y_t) \dots \quad (6)$$

onde $T_{i,t}$ é o total do imposto i sobre os indivíduos, ω_i é a alíquota, W_t é o salário real, E_t é o emprego, Y_t é o produto. Então, $W_t E_t$ é a base tributária. Representando por letras minúsculas o logaritmo e diferenciando totalmente, obtém-se:

$$dt_{i,t} = \frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} dw_t + \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t + \frac{\partial w_t}{\partial e_t} de_t \dots \quad (7)$$

Reescrevendo,

$$dt_{i,t} = \left[\left(\frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} + 1 \right) \frac{\partial w_t}{\partial e_t} + 1 \right] \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t \dots \quad (8)$$

em que $dw_t = \frac{\partial w_t}{\partial e_t} \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$; $de_t = \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$

7. A rigor, algumas das receitas incluídas no grupo "demais receitas" podem sofrer influência do produto. Entretanto, não são representativas da base da arrecadação e também não são, exatamente, o objeto da política fiscal. Por exemplo, devido a sua base de incidência, o IOF pode ser visto como um instrumento auxiliar de política monetária e cambial. Além disso, não é desenhado para fins de arrecadação.

8. A Cide-Combustíveis tem por base tributária as remessas para o exterior e o combustível, e começou a gerar receitas a partir de janeiro de 2002.

9. A elasticidade-produto do gasto público é uma extensão da metodologia utilizada para os países da OCDE.

O termo que multiplica dy_p , no lado direito da equação (8), é equivalente à elasticidade-produto do tributo $T_p \cdot \eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y}$, na equação (5).

O anexo descreverá, em detalhes, como são obtidas as elasticidades de cada componente dos impostos líquidos.

5 OS DADOS

Nesta seção, são discutidas as variáveis fiscais *imposto líquido* e *gastos do governo*. A carência de dados macroeconômicos homogêneos e suficientemente longos sobre o setor público contribuiu para a escassez de pesquisas nesta área, principalmente em economias pouco desenvolvidas. Obter séries como as que são consideradas nesta pesquisa e que foram construídas quase manualmente a partir da agregação das informações institucionais de diversas fontes torna a investigação empírica custosa.

Conhecidas as séries, será de interesse investigar a relação entre a política fiscal e os ciclos de negócios no período. Por último, serão analisadas as propriedades dos dados, tais como a estacionariedade, por intermédio de testes formais – Dickey e Fuller Aumentado (ADF); Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); e de Phillips-Perron (PP) e a identificação de tendência.

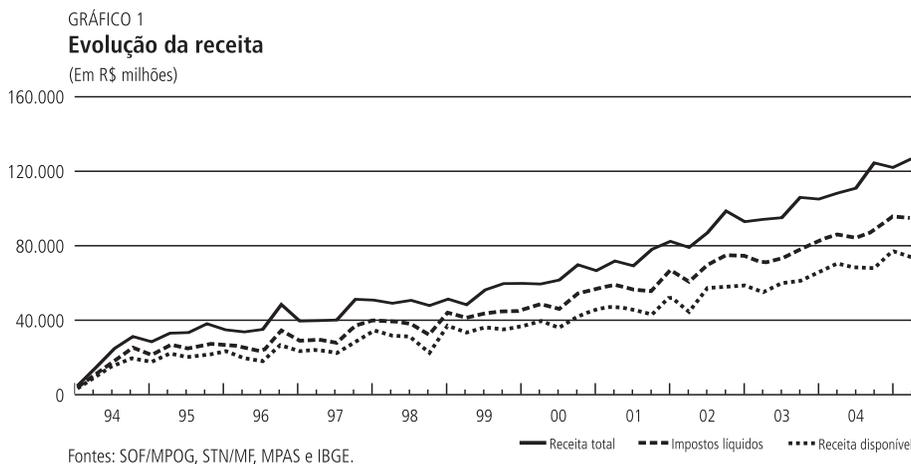
5.1 Construção e composição das variáveis fiscais

Os impostos líquidos são a receita corrente¹⁰ subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros pelo governo. É importante ressaltar que os impostos e contribuições são líquidos de restituições, multas, juros e dívida ativa, a fim de evitar erros de medida na construção das elasticidades. Observe-se que, se o objetivo for analisar a dinâmica dos efeitos de choques nos gastos e nos tributos sobre a atividade econômica, é importante que a receita de impostos e contribuições não seja líquida da parcela das transferências constitucionais e legais aos estados e municípios.

No entanto, quando o objetivo da análise for o déficit, a medida correta da receita líquida é sem as transferências constitucionais e legais de impostos e contribuições. Ainda, a medida de déficit de interesse leva em conta o pagamento líquido de juros – os pagos menos os recebidos –, já que juros recebidos compõem a receita corrente, mais especificamente na rubrica “receita de serviços”.

10. A receita corrente do governo federal é composta pelas receitas de impostos, de taxas, de contribuições patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços, transferências correntes e outras receitas correntes. Para fins desta pesquisa, considera-se a receita corrente do governo federal exceto a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes, que não estão disponíveis para todo o período em análise. Juntas, a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes representam cerca de 1% da receita corrente total para os anos em que estão disponíveis.

O gráfico 1 mostra a evolução trimestral da receita total, dos impostos líquidos (receita total menos transferências a pessoas, ao setor privado e pagamento de juros líquidos) e da receita disponível (impostos líquidos menos as vinculações constitucionais e legais de receitas), todas em R\$ milhões.



O gasto do governo é composto essencialmente pelo consumo de bens correntes e de capital e de serviços do orçamento fiscal e da seguridade social, de execução orçamentária direta ou descentralizada (transferências voluntárias a outras esferas de governo).¹¹ As fontes são os órgãos oficiais de arrecadação e execução financeira e orçamentária: Secretaria de Orçamento Federal, do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão(SOF/MPOG); Secretaria do Tesouro Nacional, do Ministério da Fazenda (STN/MF); Secretaria da Receita Federal, do Ministério da Fazenda (SRF/MF); e o Ministério da Previdência e Assistência Social (MPAS). As séries fiscais referem-se ao governo federal. O PIB provém das Contas Nacionais Trimestrais, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Em geral, tem-se como sinônimo de gasto do governo a despesa de custeio, ou seja, o que a administração pública consome para programar, executar e manter suas atividades e ações. O conceito adotado nesta pesquisa é mais amplo, pois envolve despesas correntes e de capital, e é mais preciso, pois se constroem as séries a partir de cuidadosa escolha das rubricas orçamentárias. A fim de manter a definição de gasto do governo, fazem-se necessários dados suficientemente desagregados.

11. Como não há séries disponíveis com as características desejadas, fez-se necessário construí-las a partir das informações de execução financeira das diversas fontes institucionais. Isso exige um metucioso trabalho. Certamente as constantes reestruturções do plano de contas ou nas classificações das despesas e receitas, como, por exemplo, dos códigos de "natureza da despesa e da receita" ou na classificação "Funcional-Programática", dificultam sobremaneira o alinhamento da série no tempo.

As séries fiscais do lado da despesa, como “gasto do governo”, “transferências” e “pagamento de juro”, são agregações dos “elementos de despesa” – o menor nível de desagregação do plano de contas –, os quais registram, na contabilidade pública, os lançamentos de gastos com a coisa ou o serviço que será adquirido. No entanto, não basta agregá-los. Há outras instâncias na classificação a serem consideradas, tais como “modalidade de aplicação”.

Outro ponto relevante é diferenciar a execução descentralizada das transferências genuínas. Nesse caso, é necessário analisar o detalhe da despesa e verificar na ação orçamentária (projeto e atividade) do responsável pela execução qual é exatamente o objeto do gasto. Como principal exemplo, tem-se o elemento de despesa “42-Contribuições” que figura em grande parte dos grupos de despesas, modalidades de aplicação. Isso descarta o uso de qualquer agregado de despesa, tais como despesa corrente ou grupo de despesa.

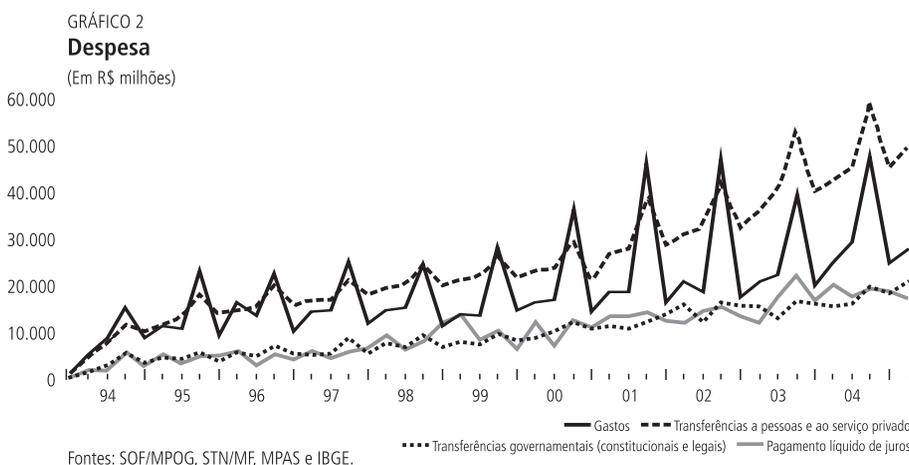
Ainda, é necessário levar em conta os efeitos das diversas inovações no orçamento e nas classificações da despesa no tempo, bem como na responsabilidade de execução. Essa é outra razão para construir as séries fiscais a partir do elemento de despesa, que é a rubrica orçamentária mais estável ao longo dos anos. Por outro lado, as inovações no orçamento eliminaram um grande problema nos dados. Até 1998, perdurou um problema contábil: dupla e até tripla contagem de dotações orçamentárias. Por exemplo, era comum a criação de fundo, em geral em forma de unidade orçamentária, com objetivos puramente contábeis. Ligados a um ministério, funcionavam como controle estanque de receitas e despesas.

O problema é que todo o movimento orçamentário entre o fundo e a pasta ministerial à qual o fundo se vinculava era naturalmente registrado. É claro que isto não é o gasto público, o objeto da análise. Então, para corrigir esse viés nos dados, é preciso considerar como gasto público apenas o destino final dos recursos. Todavia, isso não é tarefa fácil, pois a identificação da dupla ou tripla contagem só é possível com conhecimento institucional e por intermédio da interação entre dados de despesa e receita, e da análise pormenorizada dos orçamentos e do Balanço Geral da União (BGU) em cada ano.

Então, uma pesquisa que confie nos dados de gastos do orçamento neste período, com qualquer frequência, sem conhecer o viés apontado acima, incorrerá em grande erro de medida. Para se ter ideia, a soma dos orçamentos fiscal e da seguridade social em 1994 totalizou R\$ 176,2 bilhões. Para esse ano, foram identificados cerca de R\$ 32,0 bilhões em lançamentos duplos ou triplos, ou seja, 18,2% do total registrado nos boletins. Então, o verdadeiro valor de execução orçamentária é de R\$ 144,2 bilhões. Em 1995 esse número é ainda maior. Em R\$ 307,9 bilhões de orçamento, foram identificados cerca de R\$ 60,5 bilhões (19,6%) em dupla contagem.

As séries de transferências são a soma das transferências constitucionais e legais mais as transferências voluntárias. Por exemplo, a série de transferências a pessoas é a soma das transferências voluntárias mais as constitucionais e legais. São as despesas previdenciárias, aposentadorias, pensões, outros benefícios previdenciários e subsídios a pessoas. O mesmo princípio é aplicado às demais, com exceção das transferências a governos, que somam apenas as transferências constitucionais e legais.

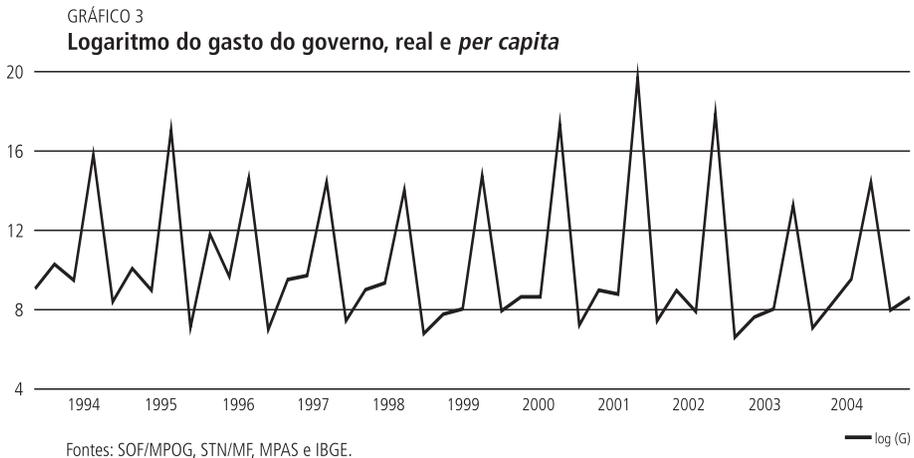
O gráfico 2 demonstra a evolução a preços correntes do gasto do governo – a soma do consumo mais investimento mais transferências voluntárias a governos –, transferências a pessoas e ao setor privado (TP e SP), transferências constitucionais e legais a outras esferas de governo [TG(c, l)] e o pagamento de juros. É notório o crescimento nas despesas com previdência social, a maior parcela das transferências a pessoas. Também é possível perceber o efeito do ajuste fiscal implementado em 1998. Na primeira metade da amostra, a inclinação da série do gasto público sugere apenas um crescimento automático, com estabilidade e alguma queda no baixo nível de investimento público.



Para o período em análise, 1994:1 a 2005:2, é possível coletar dados fiscais com razoável desagregação e frequência mensal. Entretanto, utilizam-se séries trimestrais devido à relevância dessa periodicidade na identificação dos choques fiscais. Todas as séries são reais, deflacionadas pelo deflator implícito do PIB *per capita* e expressas em logaritmo. Aplica-se a rotina do Eviews “Método X-11”, com alguma variante, para o ajuste sazonal em todas as séries.¹²

12. Para o logaritmo do produto o Modelo ARIMA (4 1 4)(0 0 0), [AIC -243,8; AICC (F-corrected-AIC) -234,07]; para a série do logaritmo do gasto o Modelo ARIMA (0 1 1)(0 1 1), [AIC -54,7; AICC (F-corrected-AIC) -54,07]; e para a série do logaritmo dos impostos líquidos o Modelo ARIMA (2 1 1)(1 0 1), [AIC -31,16; AICC (F-corrected-AIC) -9,16].

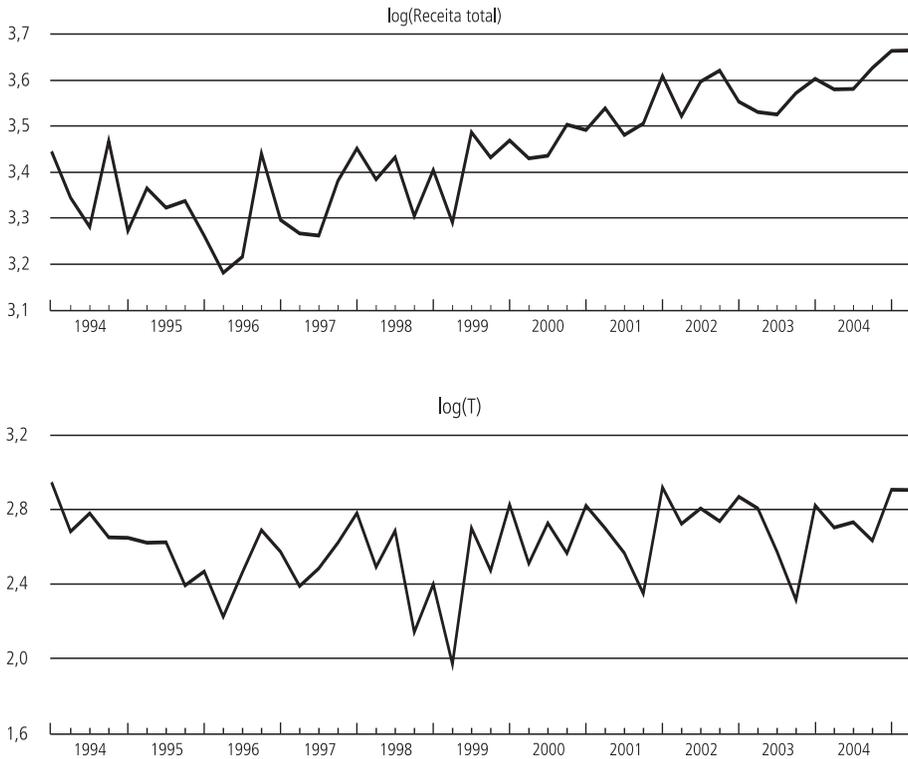
No que diz respeito ao gasto do governo, ou simplesmente “gasto”, a necessidade de ajuste sazonal advém, em grande parte, do efeito do “contingenciamento orçamentário”. A prática corrente e ao longo de todo o período em análise é represar a execução do orçamento no início de cada exercício via “Decreto de Contingenciamento”. À medida que as metas fiscais de superávit primário são alcançadas, ocorre a expansão dos limites de gasto para execução. Como há uma data limite para o empenho da despesa em dezembro de cada ano, o resultado é um salto nos gastos no último trimestre de cada ano, conforme demonstrado no gráfico 3. Coincidentemente, no mesmo período em que, em geral, se observa uma aceleração na atividade econômica.



Já as receitas tributárias sofrem os efeitos da legislação, que acabam por impor padrões sazonais na arrecadação. Por exemplo, o 13º salário é pago em duas parcelas, mas o recolhimento das contribuições sociais ocorre de uma só vez, no momento do pagamento da segunda parcela, entre novembro e dezembro. Sabe-se ainda que as receitas tributárias também estão sujeitas aos efeitos sazonais da atividade econômica. O gráfico 4 exibe a receita total e a variável fiscal de interesse, os impostos líquidos.

As expressivas quedas nos impostos líquidos ao final de 2003 e 2001 estão relacionadas com a fórmula de cálculo. Por exemplo, em dezembro de 2003 ocorre pagamento de juros da monta de R\$ 10,3 bilhões, dos quais cerca de R\$ 9,1 bilhões são referentes a juros da dívida interna. A próxima seção avaliará se a política fiscal no período em análise poderia ser classificada como pró-cíclica.

GRÁFICO 4

Logaritmo da receita corrente e logaritmo dos impostos líquidos (T)

Fontes: SOF/MPOG, STN/MF, MPAS e IBGE.

Nota: T= receita corrente subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros, todos reais e *per capita*.

5.2 A política fiscal e o ciclo de negócios¹³

Os modelos-padrão keynesianos recomendam política fiscal anticíclica para amenizar as flutuações econômicas, ou seja, durante as recessões o governo deve aumentar os gastos e reduzir impostos. Durante as expansões a política fiscal deve ser restritiva para impedir o superaquecimento e gerar poupança pública. De posição teórica oposta, os modelos de redução de impostos nos moldes propostos em Barro (1979), indicam que a política fiscal deve permanecer neutra durante o ciclo de negócios, agindo apenas na presença de inovações que afetem a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Para avaliar as propriedades da política fiscal e dos ciclos de negócios, considere-se a metodologia comum de volatilidade, mensurada pelo desvio-padrão, e o comovimento segundo as medidas das correlações da produção e das variáveis fiscais.

13. A discussão nesta seção e nas seções seguintes considera as séries com ajuste sazonal.

A tabela 1 e o gráfico 5 apresentam as evidências de volatilidade e do comovimento entre os componentes cíclicos do produto e das variáveis fiscais, construídos por intermédio do filtro Hodrick-Prescott. O ciclo dos impostos líquidos se mostra duas vezes mais volátil do que o do gasto do governo ou, de outra forma, entre as variáveis fiscais, o gasto possui maior rigidez. Isso se explica em parte pela construção da variável de receita, impostos menos transferências, e também pelos arranjos fiscais adotados no período. Já o ciclo do produto possui a menor volatilidade. Ambas as correlações contemporâneas positivas confirmam a política fiscal pró-cíclica no período.

Moderada, porém positiva, a correlação contemporânea entre os impostos líquidos e o produto possui informação relevante. Não chega a ser surpresa que as receitas fiscais sejam pró-cíclicas. No entanto, ao se considerarem (com sinal negativo) as transferências e o pagamento líquido de juros, os impostos líquidos capturam os efeitos da política tributária e das reformas estruturais como a da previdência, e são indicativos de que a política de superávit parece crível. Note-se ainda que o maior efeito da componente cíclica da atividade econômica sobre os impostos líquidos ocorre após um trimestre.

O gasto público, apesar de pró-cíclico, tem participação decrescente no produto ao longo do período, conforme demonstra o gráfico 6. O comportamento pró-cíclico do gasto do governo não é um fenômeno raro. A título de exemplo, durante a “crise tequila”, em 1995, quando Argentina e México enfrentaram grandes choques em suas contas de capital e entraram em profunda recessão, ambos os países reagiram com política fiscal restritiva. O arranjo fiscal nestes países foi feito via corte de gastos e aumentos de tarifas – impostos sobre a renda do trabalho na Argentina e imposto sobre o valor agregado, no México.

Observe-se que a medida de superávit abaixo é equivalente a tomar $\log(T/Y) - \log(G/Y)$ e representa bem a política fiscal de superávit como forma de ajuste fiscal.

O resultado acima encontra suporte empírico na pesquisa de Ellery, Gomes e Sachsida (2002), na qual relatam o comportamento pró-cíclico entre o gasto público, com métrica no conceito das Contas Nacionais, e o produto nacional bruto para dados anuais entre 1950 e 1995. Os resultados indicam que o governo brasileiro tende a aumentar o gasto sempre que tiver oportunidade.

A explicação para a política fiscal pró-cíclica em economias emergentes tem duas vertentes: mercados de crédito internacionais imperfeitos e economia política. Os argumentos com base na imperfeição dos mercados de crédito internacionais são mais aceitos, e defendem que as economias emergentes têm acesso restrito ao mercado de crédito em períodos conturbados. Na impossibilidade de financiar seus déficits fiscais, os formuladores de política fiscal são levados a cortar gastos e a aumentar impostos de forma pró-cíclica.

TABELA 1

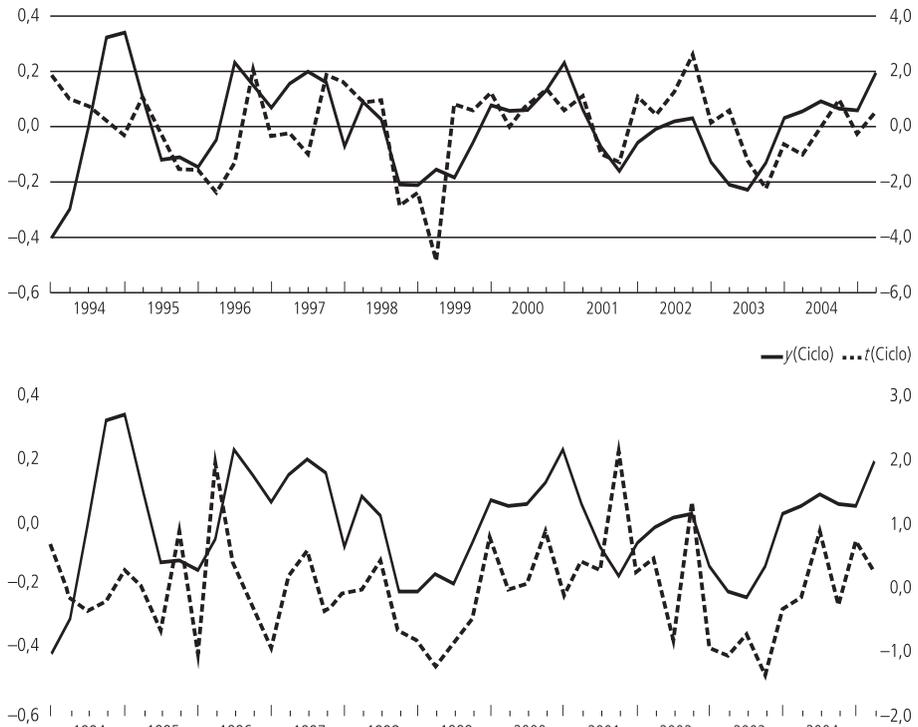
Componente cíclico(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita*, e com ajuste sazonal)

X	σ_x %	$\text{Corr}(X_{t-1}; Y_t)$	$\text{Corr}(X_t; Y_t)$	$\text{Corr}(X_{t+1}; Y_t)$
G	7,76	0,2019	0,2173	0,1751
T	14,75	0,0945	0,2450	0,3513
Y	1,62	0,6445	1,0000	0,6445

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Notas: As variáveis são logaritmo dos impostos líquidos (t), do gasto do governo (g) e do produto (y). As estatísticas se baseiam em dados filtrados pelo método Hodrick-Prescott.

GRÁFICO 5

Ciclos dos impostos líquidos, gasto do governo e do produto(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita* e com ajuste sazonal)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Notas: As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo.

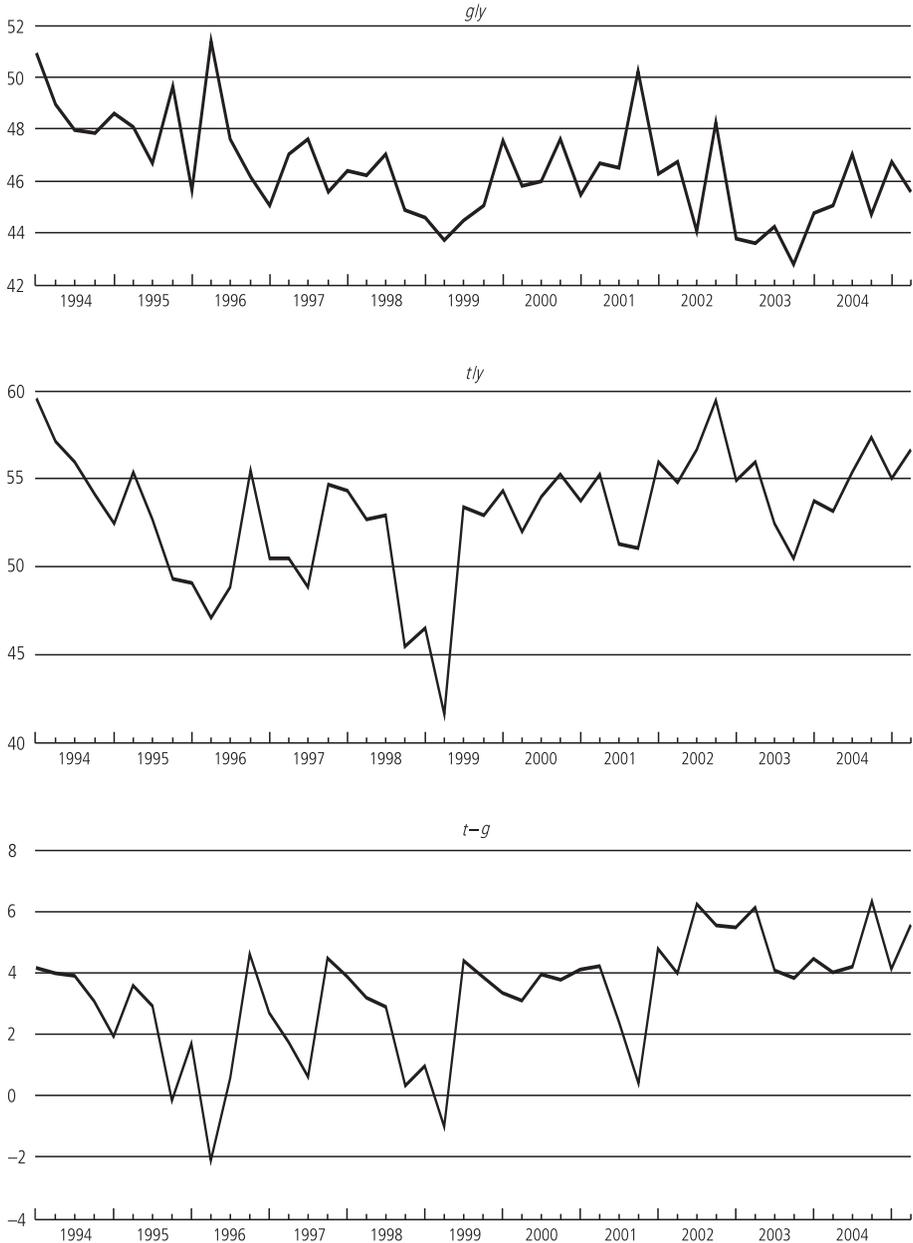
Nos dois gráficos a escala à esquerda refere-se ao ciclo do produto.

Já os argumentos da economia política baseiam-se na ideia de que as decisões de política fiscal são coletivas e dependem do processo político. Decisões coletivas podem resultar em ineficiência da política fiscal durante o ciclo de negócios, do ponto de vista do bem-estar social. Isto é, durante períodos de prosperidade, os aumentos de receitas não são poupados, e nas recessões o governo é levado a tomar medidas pró-cíclicas para fazer face às restrições orçamentárias.

GRÁFICO 6

Impostos líquidos em relação ao PIB, gasto do governo em relação ao PIB e superávit ($t-g$)

(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita* e com ajuste sazonal)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo.

5.3 Propriedades e identificação de tendências

Como passo final na caracterização das séries, inicia-se a discussão sobre a validade da hipótese $I(1)$ para cada uma das variáveis consideradas na análise. A tabela 2 sumariza os resultados dos testes de raízes unitárias ADF, KPSS e de PP para as séries em nível e em primeira diferença no caso do produto, isto é, para os tributos líquidos t_t ; gasto do governo g_t ; e produto y_t , Δy_t .

Todos os testes levam em conta uma constante, exceto no caso da primeira diferença do logaritmo do produto. Utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral até nove defasagens e a melhor representação se obtém com as variáveis explicativas defasadas de um período. A julgar pelas estatísticas testes na tabela 2, vê-se que a regressão caracterizada pela equação (1) não é espúria com a primeira diferença do produto em substituição ao produto em nível.

De um modo geral, o gráfico 7 valida tal conclusão, enquanto a inspeção visual não permite identificar claramente a presença de tendências, exceto para o produto que se desenvolve com suave crescimento no tempo. Para caracterizar a série do produto, foram aplicados testes formais no intuito de identificar a presença de tendências estocástica ou determinística. No entanto, apesar de visualmente ser plausível a hipótese, as estimativas não falam conclusivamente a favor da presença de tendência.

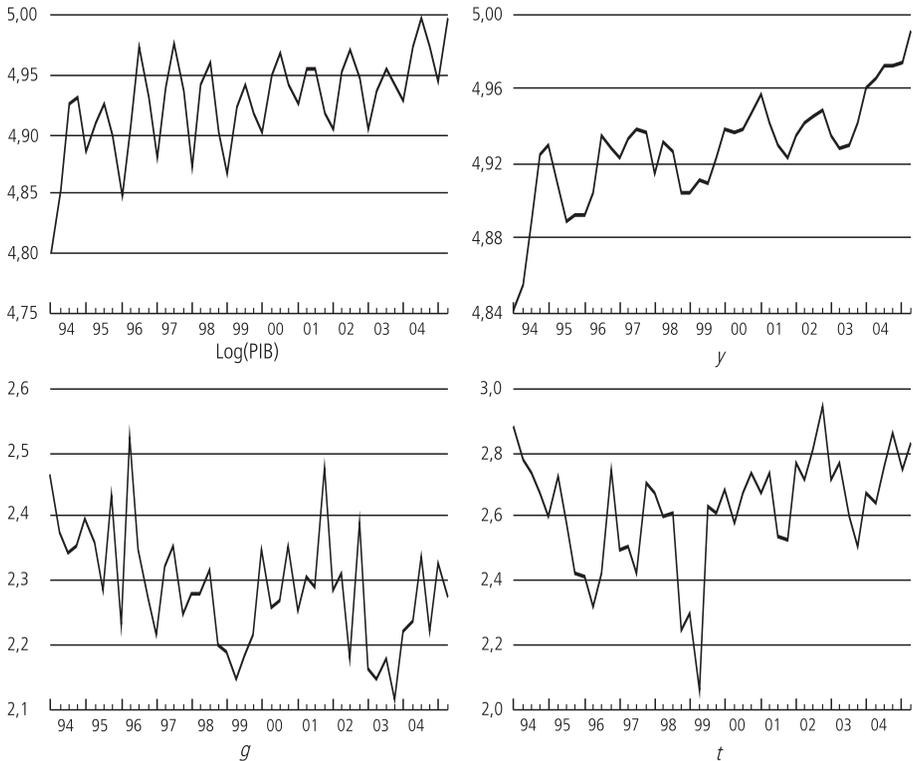
Diante desses resultados, estima-se o VAR de referência com todas as variáveis em nível, exceto o produto que se considera a primeira diferença. O segundo desvio da metodologia está no próximo passo. A seleção das defasagens incluídas no VAR foi determinada pelos critérios de informação convencionais que, conclusivamente, indicaram apenas uma defasagem em cada variável, conforme descreve a próxima seção.

TABELA 2
Teste de estacionariedade

	Valores críticos		
	ADF	KPSS	PP
1%	-3,5847	0,7390	-3,5847
5%	-2,9281	0,4630	-2,9281
Estatística	t – (valor-p)	LM	t – (valor-p)
g_t	-5,3104 – (<0,01)	0,4590	-5,3423 – (<0,01)
t_t	-3,6243 – (<0,01)	0,3129	-3,6241 – (<0,01)
y_t	-2,5123 – (0,119)	0,8665	-2,6053 – (0,099)
Δy_t	-5,7446 – (<0,01)	0,1388	-4,4814 – (<0,01)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

GRÁFICO 7

PIB, gasto do governo e impostos líquidos(Séries de 1994.1 a 2005.2, em reais, *per capita*)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo da série com ajuste sazonal.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para determinar a especificação temporal, foram utilizados os testes sobre a ordem do VAR, como mostra a tabela 3. A partir da especificação geral, com quatro defasagens, os resultados dos testes demonstram ser fortemente a favor do modelo autorregressivo de primeira ordem.

TABELA 3

Seleção da ordem do VAR

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	5,17e-08	-8,26	-8,14 ¹	-8,22
1	24,00 ¹	4,20e-08 ¹	-8,47 ¹	-7,97	-8,29 ¹
2	13,11	4,46e-08	-8,42	-7,54	-8,10
3	8,37	5,39e-08	-8,25	-6,99	-7,79
4	5,17	7,22e-08	-7,99	-6,34	-7,41

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Nota: ¹ Indica a defasagem selecionada. Estatística do teste da Razão de Verossimilhança (LR); Erro de Previsão Final (FPE); Critério de Akaike (AIC); Critério de Schwarz (CS); e Critério Hannan-Quinn (HQ).

À luz dos resultados acima e da caracterização das séries na seção anterior, estima-se o VAR de referência a três variáveis: gasto; imposto líquido; e a taxa de variação do produto. O VAR conta com um vetor constante, uma defasagem em todas as variáveis, e uma variável *dummy* para capturar os efeitos do ajuste fiscal implementado no período de 1998.04 a 1999.02. As estimativas (não mostradas aqui) não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão, conforme discussão a seguir.

No período em análise, a economia brasileira experimentou importantes mudanças estruturais, a exemplo a mudança no regime cambial ocorrida no primeiro trimestre de 1999. No que diz respeito à gerência das contas públicas, houve a introdução do regime de meta para o superávit primário e a publicação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que representou importante evolução nas normas de finanças públicas. Com a piora nas contas, o governo anunciou, em outubro de 1998, o Programa de Estabilidade Macroeconômica. Os pilares fundamentais desse programa eram a consolidação fiscal por intermédio do aprofundamento do Programa de Estabilidade Fiscal, a adoção do sistema de metas de inflação como regra de política monetária a partir de janeiro de 1999, e reformas estruturais. Inicialmente, o Programa de Estabilidade Macroeconômica tinha como meta a obtenção de superávits primários, compromisso assumido formalmente pela primeira vez na história, para o governo geral (municipal, estadual e governo federal) de 2,6%, 2,8% e 3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Ao governo federal cabia metas de 1,8%, 2% e 2,3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Para atingi-las, foi necessário esforço fiscal em dupla direção: corte de despesas e aumento de receitas no curto prazo. Em março de 1999, essas metas foram adaptadas em virtude da adoção de novo regime cambial, que passou a vigorar no início daquele mesmo ano. Assim, as metas de superávit primário do setor público consolidado passaram a ser de 3,1%, 3,25% e 3,35% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente, enquanto o governo federal passou a perseguir um superávit de ao menos 2,3% do PIB já em 1999. O efeito do ajuste fiscal de 1998 pode ser reparado a partir da análise e gráficos contidos nas subseções 5.1 e 5.2.

Poder-se-ia especular sobre possíveis efeitos dessas mudanças nos parâmetros do VAR. A discussão acima mostra que as contas do governo central estavam ajustadas às premissas da LRF quando da edição da lei, em maio de 2000. Principalmente no que se refere ao resultado primário. E os testes levados a efeito confirmam a premissa acima, e descartam mudanças de regime nos parâmetros do modelo VAR em consequência dessas mudanças.

Os testes para verificar a constância paramétrica no VAR diante da mudança no regime de câmbio rejeitam mudanças estruturais nos parâmetros.

TABELA 4

Teste de Chow para quebra estrutural – 1999.1

Hipótese nula: ausência de quebra estrutural

	Estatística-F(5,34)	Valor-p
Variável dependente: g_t	1,120	0,3235
Variável dependente: t_t	1,482	0,2214
Variável dependente: Δy_t	0,4240	0,8287

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Além disso, nenhuma das estatísticas LR do teste de previsão de Chow para os seis últimos meses da amostra rejeita a hipótese nula de ausência de mudança estrutural nas equações do VAR.

TABELA 5

Teste de previsão de Chow – 2004.1 a 2005.2

Hipótese nula: ausência de quebra estrutural

	Estatística-LR	Valor-p
Variável dependente: g_t	2,62	0,8542
Variável dependente: t_t	6,09	0,4133
Variável dependente: Δy_t	2,52	0,8658

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

O teste LM multivariado para autocorrelação serial até a sexta defasagem não rejeita a hipótese nula de ausência de correlação serial:

TABELA 6

Teste LM – correlação serial nos resíduos do VAR

Hipótese nula: ausência de correlação serial

Amostra: 1994Q1 2005Q2

Número de observações incluídas: 44

Defasagem	Estatística-LM	Valor-p
1	10,19	0,335
2	15,78	0,078
3	5,64	0,775
4	3,70	0,930
5	7,54	0,581
6	6,96	0,641

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

A investigação levada a efeito por meio do teste multivariado de White para detectar a presença de heterocedasticidade revela resíduos homocedásticos:

TABELA 7

Teste de heterocedasticidade nos resíduos do VAR

Inclui termos em nível e quadrados

Amostra: 1994Q1 2005Q2

Número de observações: 44

Estatística Qui-quadrado	Grau de liberdade	Valor-p
51,18	42	0,1565

Inclui termos cruzados

Amostra: 1994Q1 2005Q2

Número de observações: 44

Estatística Qui-quadrado	Grau de liberdade	Valor-p
66,72	66	0,4521

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

6.1 Efeitos contemporâneos

De posse dos resultados encontrados no anexo A para as elasticidade-produto dos impostos líquidos e do gasto público, $\alpha_{g,y} = 0$ e $\alpha_{t,y} = 2,0322$, é possível estimar os coeficientes do sistema de equações (3), de acordo com a metodologia indicada na seção 3.2. Dessa forma, os resíduos ciclicamente ajustados dos tributos e dos gastos na forma reduzida na equação (4) são:

$$u_t^{t,CA} \equiv u_t^t - 2,0322 \cdot u_t^y = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t$$

$$u_t^{g,CA} \equiv u_t^g - \alpha_{g,y} u_t^y = u_t^g$$

A tabela 8 reporta as estimativas dos coeficientes das relações contemporâneas entre os choques no sistema de equações (3), sob duas ordenações alternativas: as decisões de tributação vêm primeiro, $\beta_{t,g} = 0$; e estima-se $\beta_{g,t}$; a segunda ordenação segue a hipótese contrária, assume-se que as decisões de gastar vêm primeiro, $\beta_{g,t} = 0$, e estima-se $\beta_{t,g}$.

Estimou-se $\alpha_{y,g}$ e $\alpha_{y,t}$ pelo Método de Momentos Generalizados – Generalized method of moments (GMM) – com as formas reduzidas dos choques ciclicamente ajustados construídos acima, $u_t^{t,CA}$ e $u_t^{g,CA}$, como instrumentos.

TABELA 8

Estimativas dos efeitos contemporâneos

	$\alpha_{y,g}$	$\alpha_{y,t}$	$\beta_{t,g}$	$\beta_{g,t}$
Coefficiente	0,3919	-0,1956	-0,0173	-0,0254
Estatística-t	4,3260	-9,3186	-1,3373	-1,3373
Valor-p	0,0002	0,0000	0,1811	0,1811

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Amostra: 1994:1-2005:2. Todos os efeitos são expressos em real por real.

$\alpha_{y,g}$: efeito de u_t^g em u_t^y no trimestre; $\alpha_{y,t}$: efeito de u_t^t em u_t^y no trimestre;

$\beta_{t,g}$: efeito de u_t^g em u_t^t (com $\beta_{g,t} = 0$, isto é, os gastos são ordenados primeiro); e

$\beta_{g,t}$: efeito de u_t^t em u_t^g (com $\beta_{t,g} = 0$, isto é, os impostos líquidos são ordenados primeiro).

Os coeficientes originalmente estimados têm a dimensão de elasticidades. Para conveniência de interpretação e comparação, a tabela 8 apresenta os resultados em termos de derivadas avaliadas nos pontos das médias (variação de um real em uma variável por real na outra). Neste ponto é proveitoso comparar os resultados alcançados para a economia brasileira com aqueles encontrados por Blanchard e Perotti (2002) para a economia americana. Os autores estimaram os efeitos contemporâneos dos impostos e dos gastos sobre o PIB em $-0,876$ e $0,985$, respectivamente. A estimativa da resposta automática do gasto aos tributos é da mesma ordem do valor estimado para $\beta_{t,g}$, enquanto a resposta automática em direção oposta é de $-0,238$ contra $-0,0254$ acima. Ressalte-se que os resultados nesta pesquisa referem-se ao governo central, enquanto Blanchard e Perotti (2002) consideram ainda governos dos estados e locais.

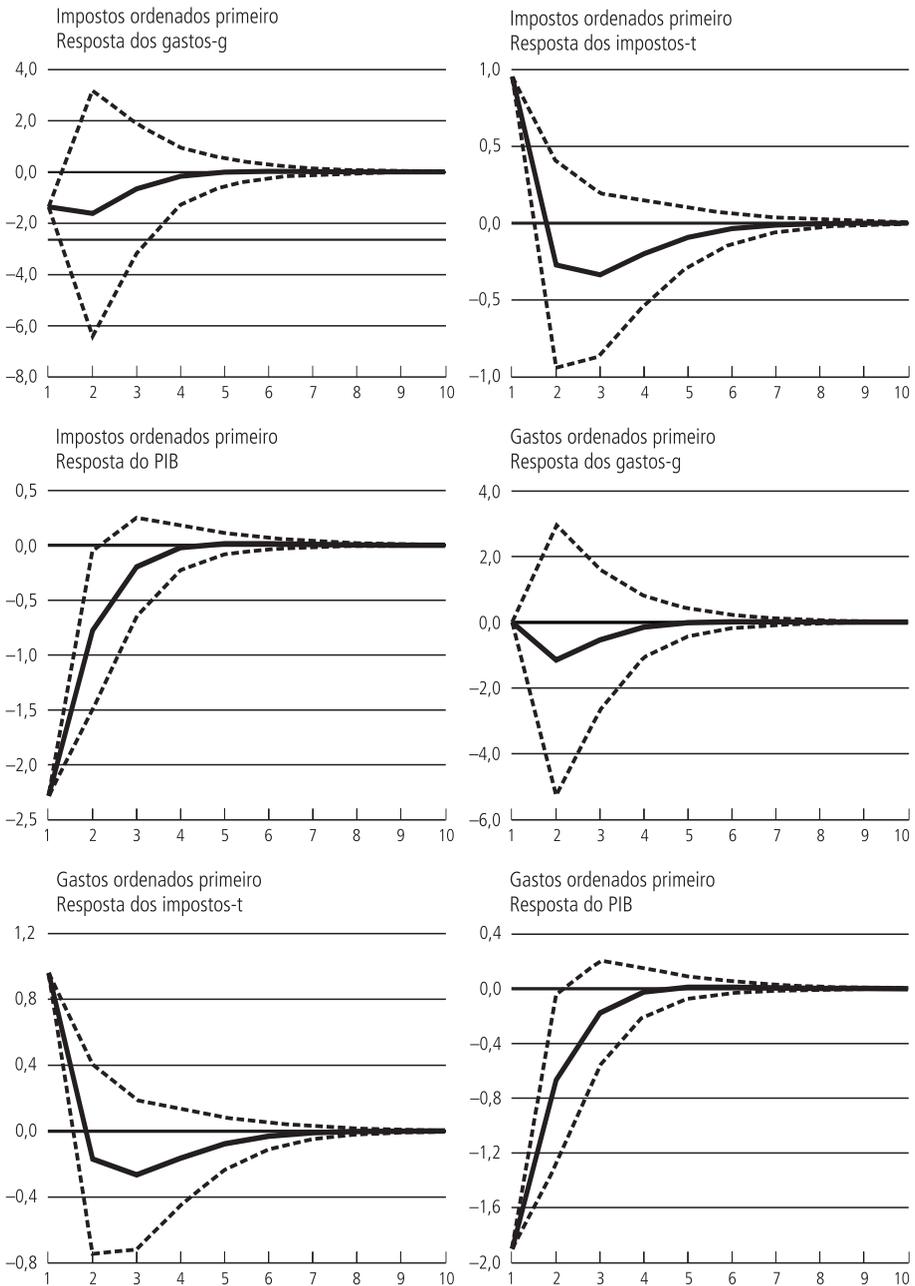
Os efeitos contemporâneos dos impostos ($\alpha_{y,t}$) e do gasto ($\alpha_{y,g}$) sobre o PIB são estimados com precisão e possuem os sinais esperados. Um choque de R\$ 1 nos gastos públicos causa uma variação de R\$ 0,39 no PIB. Ao contrário, um choque de mesma magnitude nos tributos implica uma variação negativa de R\$ 0,20 no PIB.

Outra conclusão diz respeito aos baixos valores estimados para as respostas automáticas entre as variáveis fiscais sob duas especificações alternativas. Eles implicam que a escolha entre as duas ordenações tem pouca influência no impulso-resposta, conforme demonstra a subseção a seguir.

6.2 Os efeitos dinâmicos dos impostos líquidos

O gráfico 8 mostra que há pouca diferença entre os efeitos de um choque nos impostos sobre a atividade econômica, sob as duas especificações. Note-se que a função de impulso-resposta nesta e nos próximos gráficos é efetuar as transformações dos choques originais e dar a resposta em reais de cada variável – impostos líquidos- t , gasto- g , e produto- y – a um choque em real nas variáveis fiscais. Os casos específicos serão comentados oportunamente.

GRÁFICO 8
Respostas a um choque nos impostos-t



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.
Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

Isso explica por que o valor inicial da resposta dos impostos líquidos a um choque estrutural e_t^i não é exatamente 1. O impulso de uma unidade no choque estrutural e_t^i causa um impulso menor que um no movimento surpresa u_t^i . Em seguida, a receita tributária cai devido à queda da atividade econômica. Observe-se que a maior queda nos impostos ocorre um período após a queda no PIB.

O produto decresce sob as duas especificações e a única diferença fica por conta do impacto inicial de $-0,23$ na resposta ao impulso no topo do gráfico e de $-0,19$ quando os gastos são ordenados primeiro. Nessa análise e nas seguintes, define o valor do multiplicador como a razão entre a maior resposta do PIB e o valor do choque inicial. Dessa forma, o multiplicador dos tributos quando os impostos vêm primeiro é de $-0,24$ e de $-0,20$ para a outra especificação.

O multiplicador quando os gastos são ordenados primeiro é da mesma ordem do efeito contemporâneo estimado na seção anterior. A partir do primeiro trimestre o produto cresce de forma contínua em direção à sua tendência. Observe-se que a persistência do choque é a mesma sob as duas especificações, e isso está de acordo com os resultados da subseção 5.3 em que não foram identificadas tendências nas variáveis. A tabela 9 sumariza os principais resultados sob as duas hipóteses e será útil na comparação com as outras especificações.

O efeito do choque nos impostos sobre os gastos do governo nas duas especificações é negativo e a magnitude obviamente depende da ordenação. Ambas as ordenações reforçam a ideia de um arranjo fiscal nas duas direções: aumento de impostos e corte nos gastos. Todavia, com gastos ordenados primeiro, a redução nos gastos parece associada à queda de arrecadação em reflexo à queda no produto. Note-se que algumas das respostas ao impulso não são estatisticamente significantes aos níveis usuais. Cabe registrar que esse problema é tipicamente encontrado em modelos VAR estimados a partir de amostras reduzidas. Todavia, isso não invalida a análise. De interesse, nas duas especificações a resposta do produto no segundo trimestre tem valor-p de 4%, com base na distribuição t . A partir do terceiro trimestre os valores estimados não diferem significativamente de zero.

A decomposição da variância do PIB mostra que em ambos os casos o erro de previsão é estável ao longo do tempo. Na hipótese em que os impostos são ordenados primeiro, a importância relativa dos tributos na explicação da variância do PIB cresce até o quinto trimestre e é aproximadamente duas vezes maior que a dos gastos. Na especificação em que os gastos são ordenados primeiro, ocorre algum equilíbrio na participação relativa dos gastos e dos impostos na variância explicada do PIB. Em ambos os casos, o pico da parte explicada pelos gastos ocorre no primeiro trimestre.

TABELA 9

Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{t,g} = 0$					
	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g		-0,1613	-0,0660	-0,0167	-0,0006
Valor-p	-0,1361	(0,51)	(0,60)	(0,77)	(0,78)
Impostos-t		-0,2718	-0,3363	-0,1992	-0,0918
Valor-p	0,9536	(0,42)	(0,22)	(0,25)	(0,34)
PIB		-0,0775	-0,0198	-0,0022	0,0014
Valor-p	-0,2284	(0,04)	(0,39)	(0,80)	(0,77)
Decomposição da variância do PIB					
Período	S.E.	Gasto-g	Impostos-t	PIB	
Trim. 1	0,0131	3,27	4,88	91,85	
Trim. 2	0,0137	3,02	6,61	90,37	
Trim. 3	0,0138	3,00	7,14	89,86	
Trim. 4	0,0138	3,00	7,23	89,77	
Trim. 5	0,0138	3,00	7,25	89,76	
Trim. 6	0,0138	3,00	7,25	89,76	
Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{g,t} = 0$					
	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g		-0,1153	-0,0535	-0,0145	-0,0010
Valor-p	0,0000	(0,58)	(0,62)	(0,76)	(0,90)
Impostos-t		-0,1704	-0,2653	-0,1638	-0,0772
Valor-p	0,9613	(0,55)	(0,25)	(0,26)	(0,34)
PIB-y		-0,0668	-0,0178	-0,0024	0,0010
Valor-p	-0,1904	(0,04)	(0,36)	(0,78)	(0,80)
Decomposição da variância do PIB					
Período	S.E.	Gasto-g	Impostos-t	PIB	
Trim. 1	0,0131	4,89	3,26	91,85	
Trim. 2	0,0137	4,71	4,93	90,37	
Trim. 3	0,0138	4,70	5,43	89,86	
Trim. 4	0,0138	4,70	5,53	89,77	
Trim. 5	0,0138	4,70	5,54	89,76	
Trim. 6	0,0138	4,70	5,54	89,76	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

Então, sob ambas as especificações, aumentos nos impostos têm efeitos negativos imediatos sobre o produto que se pronunciam por um ano. Ainda nas duas especificações, a resposta do produto ao impulso nos impostos tem magnitude semelhante. Ou seja, a resposta do produto a um impacto nos impostos é robusta à especificação.

6.3 Efeitos dinâmicos dos gastos

O gráfico 9 mostra os efeitos do choque de uma unidade nos gastos sobre o PIB e os impostos líquidos, sob as duas hipóteses alternativas de ordenação. Da mesma forma que na análise dos efeitos dinâmicos dos impostos, a tabela 10 traz as respostas ao impulso também sob as duas especificações.

Semelhante ao caso dos impostos, a diferença entre as respostas do PIB ao impulso nos gastos é o impacto inicial. O PIB sofre um impacto de 0,28 quando os gastos são ordenados em segundo, e aumenta em 0,33 quando o gasto vem primeiro. O produto cresce inicialmente sob as duas hipóteses de ordenação, mas os efeitos positivos do choque nos gastos são menos persistentes do que no caso dos impostos. Então, o padrão de resposta do produto a um choque nos gastos públicos também é robusto à especificação.

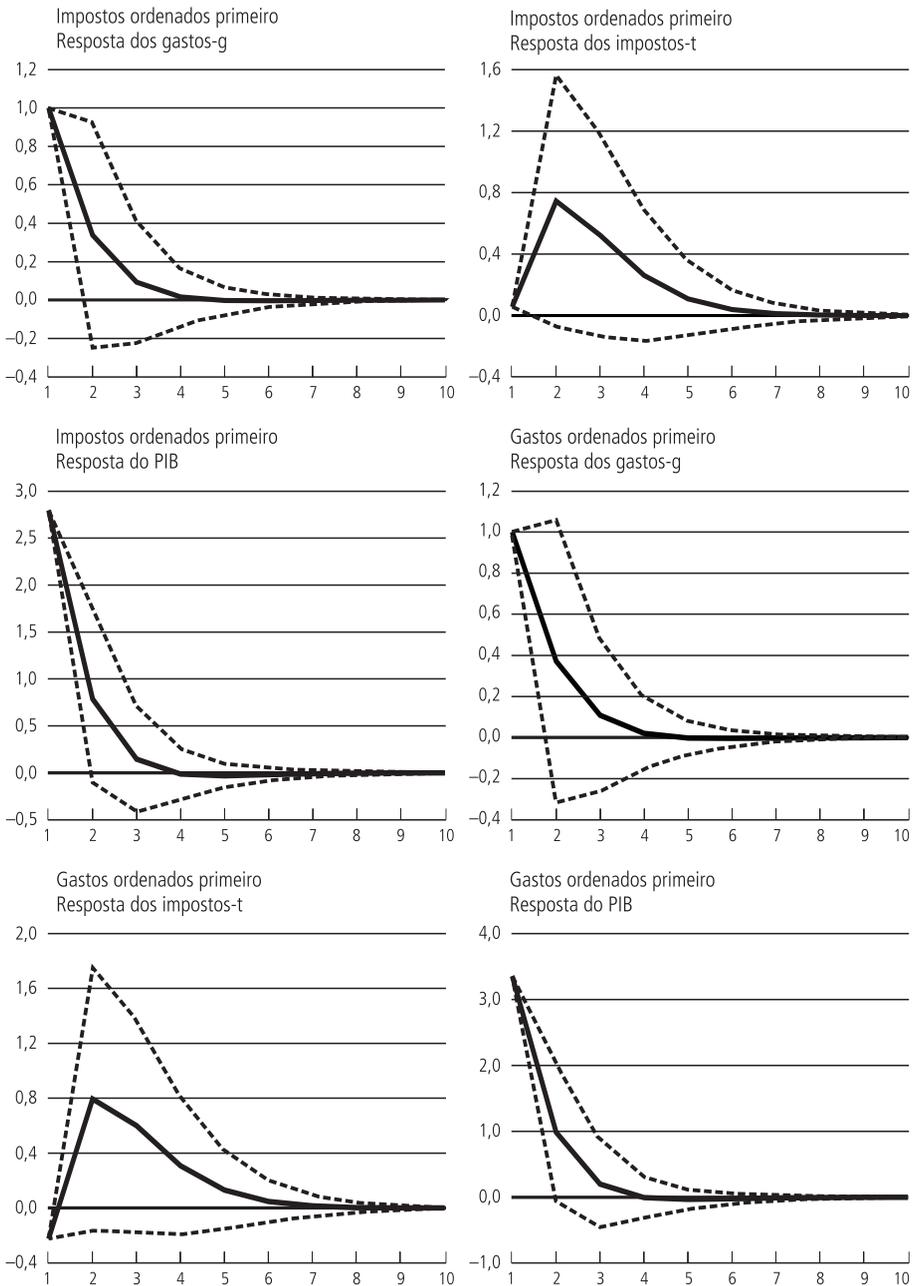
Os impostos aumentam em resposta ao crescimento do produto, com comportamento muito similar sob as duas ordenações. Novamente é possível observar que o pico na resposta ao impulso nessa variável ocorre um período após a resposta do PIB.

Em síntese, os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e países membros da OCDE.¹⁴ Sob as duas hipóteses de ordenação, a resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos. Além disso, nas duas estruturas, o multiplicador dos gastos é maior do que o dos impostos, conforme a tradicional teoria keynesiana.

Uma das questões pelas quais se conduziu a investigação empírica era a identificação de que tipo de ajuste fiscal está em vigor. Nos termos da discussão na segunda seção, o foco está no controle dos gastos ou no aumento de impostos? A julgar pelos resultados relacionados à ordenação dos gastos e impostos, os dados não falam de forma conclusiva a favor de um ajuste fiscal em apenas uma direção. Aqui cabem comentários semelhantes àqueles relativos aos resultados mostrados na tabela 9, a respeito de que algumas das respostas ao impulso não são estatisticamente significantes aos níveis usuais. Como registrado antes, esse tipo de problema é comum em modelos VAR que contam com um número de observações reduzido. De interesse, nas duas especificações a resposta do produto no segundo trimestre tem valor-p próximo, 9% e 7%, respectivamente, com base na distribuição *t*. A partir do terceiro trimestre os valores estimados não diferem significativamente de zero.

14. Exceto no que diz respeito à persistência dos choques. Blanchard e Perotti (2002) consideram duas formalizações alternativas e estimam o VAR sob as hipóteses de tendência estocástica e determinística.

GRÁFICO 9
Respostas a um choque nos gastos públicos-g



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.
Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

TABELA 10

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Respostas a um choque nos gastos sob $\beta_{t,g} = 0$					
Gasto-g		0,3374	0,0922	0,0156	-0,0025
Valor-p	1,0000	(0,26)	(0,56)	(0,83)	(0,90)
Impostos-t		0,7445	0,5210	0,2601	0,1077
Valor-p	0,0568	(0,08)	(0,13)	(0,24)	(0,39)
PIB		0,0787	0,0145	-0,0013	-0,0031
Valor-p	0,2796	(0,09)	(0,61)	(0,90)	(0,63)
Respostas a um choque nos gastos sob $\beta_{g,t} = 0$					
Gasto-g		0,3711	0,1078	0,0199	-0,0022
Valor-p	1,0000	(0,29)	(0,57)	(0,82)	(0,92)
Impostos-t		0,7944	0,5986	0,3080	0,1303
Valor-p	-0,2245	(0,11)	(0,13)	(0,23)	(0,37)
PIB-y		0,0983	0,0197	-0,0006	-0,0034
Valor-p	0,3353	(0,07)	(0,55)	(0,95)	(0,65)

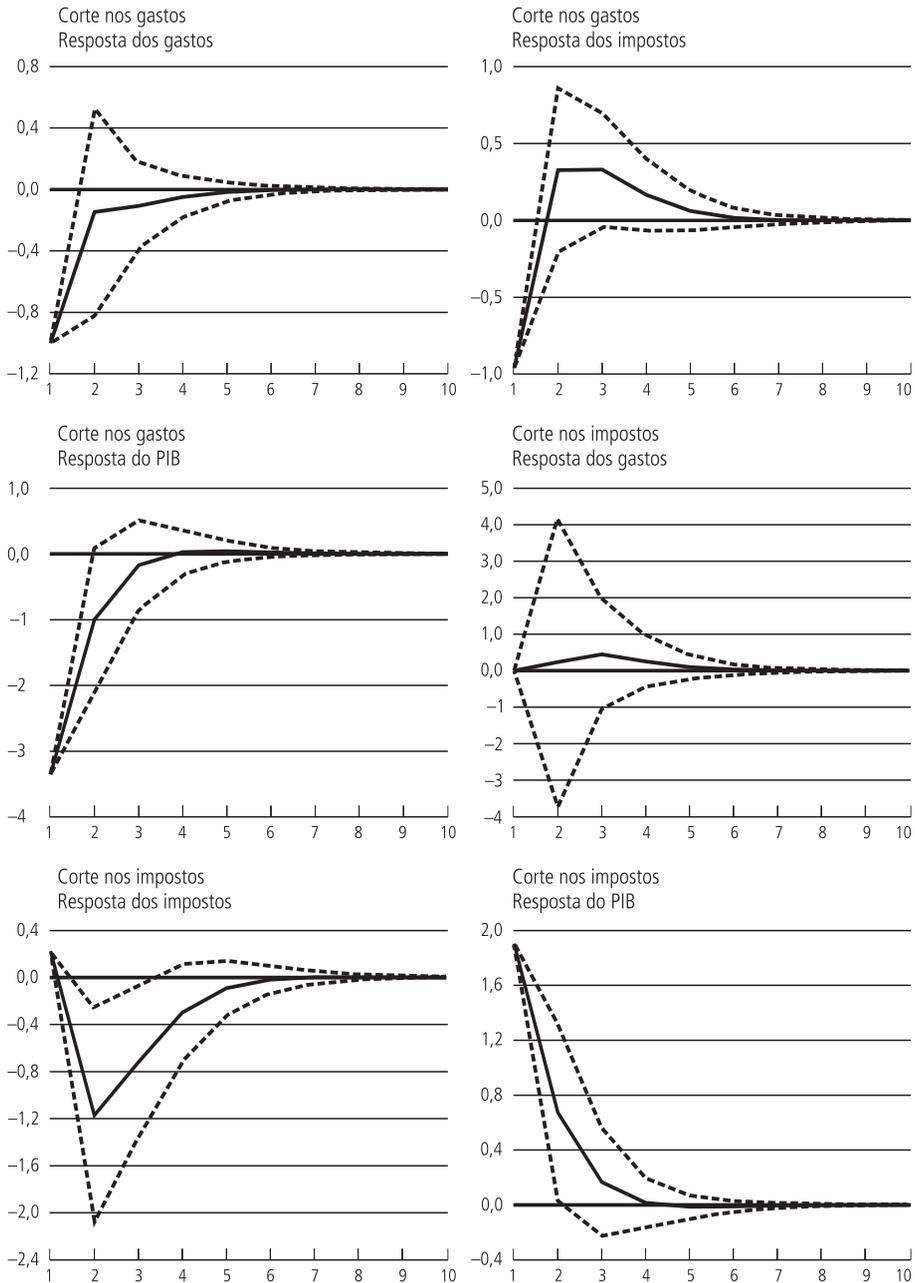
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

6.4 Efeitos dinâmicos de um choque de orçamento equilibrado

À luz desses resultados, um bom exercício seria simular o impacto da redução equilibrada da participação do governo na economia. Sob a ótica dos gastos, a simulação de um esforço fiscal equilibrado do governo central (choque de -1 nos gastos e uma redução nos impostos da mesma magnitude) resulta em queda inicial na taxa de crescimento do PIB de 1,45%, que se reverte em um crescimento acumulado de 0,4% após seis trimestres.

O gráfico 10 mostra as respostas ao impulso e o gráfico 11 mostra o comportamento dinâmico do resultado do governo em real e a resposta do PIB em termos de taxa de crescimento. O resultado para as contas do governo está de acordo com a teoria e é negativo 2,37 após seis trimestres, isso porque há o segundo efeito sobre os impostos que diminuem com a queda do PIB.

GRÁFICO 10
Respostas ao choque do orçamento equilibrado (gastos ordenados primeiro)

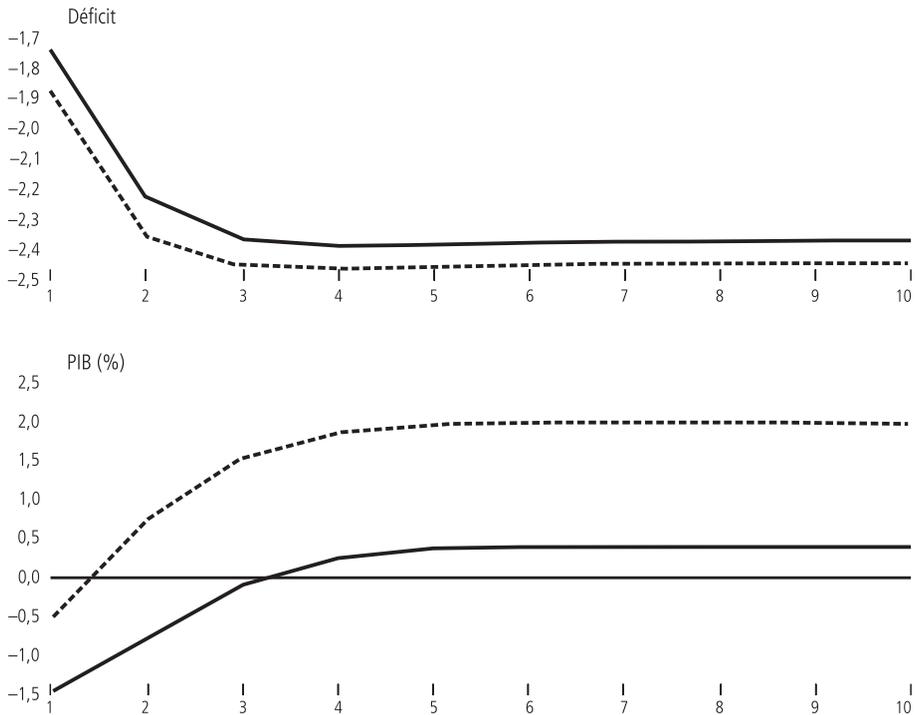


Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.
 Nota: A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

GRÁFICO 11

Respostas acumuladas do déficit ($g-t$) e do PIB (%) sob as duas ordenações

(Linha cheia – gastos ordenados primeiro)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da SOF/MPOG, da STN/MF, do MPAS e do IBGE.

7 CONCLUSÃO

No intuito de obter estimativas que pudessem ser comparadas aos resultados alcançados para os Estados Unidos e outros países membros da OCDE, a proposta desta pesquisa apoiou-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002) para caracterizar as respostas do produto a choques nos gastos e nos impostos do governo central, no período de 1994.1 a 2005.2 para a economia brasileira.

A fim de ultrapassar a grande barreira da carência de dados, procedeu-se a uma cuidadosa metodologia para construir as séries a partir de dados de execução orçamentária e financeira e de informações institucionais de diversas fontes, que culminou em séries homogêneas e consistentes.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos daqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da OCDE. A resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos.

A simulação de um esforço fiscal equilibrado do governo central (choque de -1 nos gastos e uma redução nos impostos da mesma magnitude) resulta em crescimento do PIB e deterioração das contas públicas, e está de acordo com a teoria.

No que diz respeito ao tipo de ajuste fiscal, a julgar pelos resultados, o ajuste se dá em duas direções: controle dos gastos e aumento de impostos.

ABSTRACT

In this research paper it is characterized the dynamic effects of the fiscal shocks of the central government over the economic activity in Brazil for the post Real Plan period. Results were obtained for reference and comparison with international literature through the Impulse-Response analysis, starting from a structural VAR with product, public spending and net taxes. The identification was obtained based on the institutional information of both budget and tributary systems, and through the analysis of the operational procedure of the fiscal authorities. The results obtained are close to the account of the empiric literature for the American economy and other Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) country members: the response of the product to the fiscal shocks is small and has characteristic typically Keynesian.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Tales of fiscal adjustment. *Economic Policy: A European Forum*, v. 27, p. 487-546, Oct. 1998.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. *Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects*. Washington: International Monetary Fund (IMF), 1997 (Working Paper, n. 96/70).
- AMISANO, G.; GIANNINI, C. *Topics in structural VAR econometrics*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- BARRO, R. J. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, n. 87, p. 940-941, 1979.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, n. 117, p. 1.329-1.368, 2002.
- BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. *Assessing the effects of fiscal shocks*. Northwestern University, 2001. Mimeografado.
- EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. Understanding the effects of shocks to government purchases. *Review of Economics Dynamics*, v. II, p. 166-206, 1999.
- ELLERY, R. J.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 269, 2002.
- FATAS, A.; MIHOV, I. *Measuring the effects of fiscal policy*. INSEAD, 1998. Mimeografado.
- _____. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. *Moneda y Credito*, n. 212, p. 167-210, 2001.
- FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy. 2007 (WP NBER, 12.822).
- GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small

European countries. *In: BLANCHARD, J. O.; STANLEY, F., (Org.). NBER Macroeconomics Annual 1990*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1990.

_____. Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. *Swedish Economic Policy Review*, v. 3, p. 67-103, 1996.

GIORNO, C.; RICHARDSON, P.; ROSEVEARE, D.; VAN DER NOORD, P. *Estimating potential output, output gaps, and structural budget deficits*. OECD, Paris, 1995 (Economics Department Working Paper, n. 152).

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. *What are the effects of fiscal policy shocks?* SFB 649. Humboldt University, 2005 (Discussion Paper, n. 2005-039).

McDERMOTT, J. C.; WESTCOTT, R. F. An empirical analysis of fiscal adjustments. *Staff Papers, International Monetary Fund*, v. 43, p. 725-753, Dec. 1996.

PEROTTI, R. *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries*. European University Institute and Center Economic Policy Research Draft, 2002.

RAMEY, V.; SHAPIRO, M. *Costly capital reallocation and the effects of government spending*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1997.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *In: BLANCHARD, J. O.; FISCHER, S. (Ed.). NBER Macroeconomics Annual 1989*. Cambridge, Mass. and London: MIT Press, p. 121-170, 1989.

ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. *Journal of Political Economy*, n. 110, v. 6, p. 1.153-1.207, 1992.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, n. 48, p. 1-48, 1980.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.

(Originais submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

ANEXO

ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES

No que diz respeito à elasticidade-produto da variável fiscal “gasto do governo”, não se obteve estimativa significativa da relação contemporânea. A correlação entre os gastos e o produto na amostra é $(-0,26)$, enquanto, se considerada a primeira diferença do produto, alcança $0,18$. Dessa forma, toma-se $\alpha_{g,y} = 0$. Já a estimativa da elasticidade-produto dos impostos líquidos, nos termos da equação (5), é de $\alpha_{r,y} = 2,0322$. Essa medida pode ser diretamente comparada àquela reportada por Blanchard e Perotti (2002) – de $2,08$ – para a elasticidade média dos impostos líquidos em relação à produção nos Estados Unidos. Ainda segundo esses autores, a elasticidade cresce de forma contínua, de $1,58$ na primeira metade da amostra até $2,92$, se considerado todo o período. Esse movimento se dá devido a aumentos na participação dos impostos, no total dos impostos líquidos – o termo T_i/T na equação (5) –, e aumentos na elasticidade dos impostos em relação à sua base, η_{T_i, B_i} .

Ao contrário, a estimativa média alcançada nessa pesquisa para o Brasil é decrescente. Medindo $2,069$ na primeira metade da amostra, vale $2,0398$ se considerados 75% da amostra, e finalmente alcança $2,0199$ para todo o período. Esse movimento reflete alguma reversão no impacto do arranjo fiscal de 1998/9. Isso ocorre devido a dois fatores: queda na participação do IPI e da contribuição para a previdência em relação ao total arrecadado e aumento nas transferências.

A vantagem da metodologia utilizada nesta pesquisa para construir as séries do lado da despesa é permitir o cálculo da elasticidade-produto para cada componente do gasto e das transferências. Já a estimativa da elasticidade-produto do gasto do governo, segundo metodologia proposta em Giorno *et al.* (1995), é uma medida degenerada no sentido de que é estimada com base apenas em um componente do gasto, ou seja, é a elasticidade da taxa de desemprego em relação à produção, multiplicada pela elasticidade dos gastos com seguro desemprego relativo ao desemprego.

Para as transferências a pessoas, compostas essencialmente por pagamento de benefícios previdenciários e pelo seguro desemprego, cabe estimar a elasticidade-produto das despesas com desemprego, pois as despesas com pensões e aposentadorias não possuem regras ou mecanismos embutidos que as façam responder automaticamente a mudanças no emprego ou contemporaneamente ao produto.¹⁵

15. Há fatores que podem influenciar a decisão de pagar maiores benefícios previdenciários como forma de melhorar o bem-estar, tais como o bom desempenho da atividade econômica impulsionando a arrecadação e situação fiscal favorável. No entanto, esse não é o caso da economia brasileira no período em análise.

De posse da série histórica dos gastos do governo como pagamento do seguro desemprego, a elasticidade-produto desse componente das transferências é estimada diretamente. A participação dessa despesa sobre a variável fiscal “gasto do governo” é crescente na amostra. Com média em torno de 6% do gasto do governo em meados dos anos 1990, a participação se situa em 9,1% e 8,5% em 2003 e 2004, respectivamente. A regressão abaixo indica que uma queda de 1 p.p. no produto eleva a despesa com benefício do seguro desemprego em 3,4 p.p.

$$\Delta g_{t}^{SD} = -3,4011 \cdot \Delta y_t + 6,4707 \cdot \Delta y_{t-1} - 0,6336 \cdot \Delta g_{t-1}^{SD}$$

(1,4089)
(1,3737)
(0,0870)

$$R^2 = 0,55$$

onde Δg_t^{SD} representa o logaritmo da despesa com o benefício do seguro desemprego, com ajuste sazonal, real e *per capita*, y_t é o produto como discutido acima. A inclusão da primeira defasagem da variável dependente relaciona-se com a estrutura temporal característica dessa despesa.

Por último, do lado da despesa, a elasticidade-produto das transferências ao setor privado é:

$$\Delta g_{t}^{TSP} = -1,06537 - 11,5334 \cdot \Delta y_t + 0,3046 \cdot g_{t-1}^{TSP}$$

(0,2976)
(4,6744)
(0,1634)

$$R^2 = 0,22; \quad F = 5,9 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

onde g_t^{TSP} é o logaritmo da despesa com subsídios, com ajuste sazonal, real e *per capita*, e y_t é o produto. A inclusão do termo g_{t-1}^{TSP} visa controlar a inércia comum nas séries de despesa. A alta elasticidade estimada tem duas fontes de explicação. Primeiro, tem característica pró-cíclica, de acordo com os preceitos do modelo keynesiano padrão. A segunda tem a ver com a política fiscal de geração de superávit, característica do período em análise, que pode influenciar na concessão de subsídios. Esse é um exemplo típico de alguma imprecisão na metodologia: assume-se elasticidade constante no tempo.

Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2002) utilizam-se da estimativa para os países da OCDE e estipulam o valor de -0,2 para a elasticidade-produto do total das transferências, enquanto a estimativa da elasticidade-produto para o total das transferências produzida pela metodologia acima é de -0,36.

Para construir a elasticidade-produto dos componentes dos impostos líquidos agregados do lado da receita consideram-se as categorias de impostos citadas na

seção 4. Para cada categoria, exceto a categoria das demais receitas para o qual se considera a elasticidade-produto igual a zero, estima-se um modelo geral que leva em conta a estrutura temporal entre o fato gerador e o recolhimento do imposto a fim de identificar a possível influência de valores contemporâneos e defasados da base tributária (B_t) e do PIB (Y) sobre a arrecadação T_t nos termos da equação (5). A partir do modelo regressão geral que inclui quatro defasagens, determina-se o modelo específico com base nos critérios de Akaike e de Schwarz. A escolha inicial de quatro defasagens justifica-se pela estrutura temporal do código tributário. As regressões abaixo em geral não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão. Por último, toma-se a primeira diferença das séries para torná-las estacionárias, conforme a representação geral:

$$\Delta \log(B_{i,t}) = \alpha + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta \log(Y_{t-i}) + v_t; \quad v_t \sim N(0; \sigma_v^2)$$

$$\Delta \log(T_t) = \varphi + \sum_{i=0}^4 \theta_i \Delta \log(B_t) + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$$

Comércio Exterior (Imposto de Importação + Imposto de Exportação):

Em desuso, de acordo com a moderna linha internacional de desoneração das exportações, o imposto de exportação tem sua importância reduzida na arrecadação ao longo do período em análise. Sobre o imposto de importação, a estimação da elasticidade do imposto com respeito à sua base não seria precisa em virtude dos acordos de blocos comerciais internacionais, como aquele firmado na Decisão nº 22 do Conselho de Mercado Comum. Além disso, esse grupo representa a menor parcela na arrecadação ao longo dos anos. Sendo assim, parece prudente considerar a elasticidade-produto igual a 1 para essa categoria:

$$\eta_{T_{CE}, B_{CE}} = 1; \quad \eta_{B_{CE}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CE, Y} = \eta_{T_{CE}, B_{CE}} \cdot \eta_{B_{CE}, Y} \cdot \frac{T_{CE}}{T} = 0,0277$$

Produção Industrial (IPI):

A resposta dos ganhos de arrecadação com respeito à base tributária é aproximada por uma regressão da primeira diferença do logaritmo do índice da arrecadação, em termos reais, contra a primeira diferença do logaritmo do índice

de Produção Física Industrial – Indústria Geral (PI), do IBGE, conforme indica o resultado a seguir:

$$\Delta \log(T_{IPI,t}) = \underset{(se)}{-0,0189} + \underset{(0,0043)}{1,7989} \cdot \Delta \log(PI_t) - \underset{(0,2880)}{0,3327} \cdot u_{t-1} - \underset{(0,1880)}{0,4436} \cdot e_{t-1}$$

$$R^2 = 0,48; \quad F = 12,32 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Onde o termo erro é um processo ARMA(1,1) com raízes dentro do círculo unitário. A elasticidade desejada é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo da PI.

Por outro lado, a elasticidade-produto da base tributária é obtida na regressão da variação no logaritmo da base tributária (PI), ajustada sazonalmente por intermédio do procedimento X-12 do Eviews, contra o valor contemporâneo da primeira diferença do logaritmo do PIB, índice de volume com ajuste sazonal, do IBGE. Comentários análogos àqueles do parágrafo anterior sobre a modelagem valem para a regressão a seguir. A elasticidade-produto da base tributária do IPI é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo do PIB, conforme resultado a seguir:

$$\Delta \log(PI_t) = \underset{(se)}{-0,0037} + \underset{(0,0019)}{1,6097} \cdot \Delta \log(PIB_t) - \underset{(0,1525)}{0,3665} \cdot u_{t-1}$$

$$R^2 = 0,65; \quad F = 37,77 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Os resíduos seguem uma estrutura autorregressiva de primeira ordem com raiz de inversão igual a $-0,34$. Então, a elasticidade-produto do IPI, de acordo com a equação (5), é alcançada:

$$\eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} = 1,7989; \quad \eta_{B_{IPI}, Y} = 1,6097$$

e

$$\alpha_{IPI, Y} = \eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} \cdot \eta_{B_{IPI}, Y} \cdot \frac{T_{IPI}}{T} = (1,7989) \cdot (1,6097) \cdot (0,1618) = 0,4685$$

Renda das Empresas (IRPJ e CSLL):

A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão da sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecadado dessa categoria em termos reais,

contra a primeira e a quarta defasagem da *proxi* para o lucro das empresas, também deflacionado pelo deflator do PIB. Utilizou-se o Lucro Real Antes do Imposto de Renda apurado trimestralmente de uma amostra representativa de cerca de 400 empresas de capital aberto, distribuídas em 22 setores da economia, conforme tabela A.1. A fonte dos dados é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais, desenvolvido originalmente pelo Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC).

TABELA A.1

Agricultura	Comércio	Material de construção	Papel e celulose
Alimentos	Construção civil	Telefonia móvel	Químico e petroquímico
Autopeças	Eletroeletrônico	Têxtil e calçados	Serviços públicos
Bebidas e fumo	<i>Holdings</i>	Transporte aéreo/ferroviário	Siderúrgico
Brinquedos, plásticos e madeiras	Máquinas e equipamentos	Metalúrgico	Outros
	Mineração	Telefonia fixa	

Fonte: Sistema de Análise de Balanços Empresariais (Sabe).

$$\Delta \log(T_{i,t}) = +0,2360 \cdot \Delta \log(L_{t-1}) - 0,0659 \cdot \Delta \log(L_{t-4}) - 0,4980 \cdot u_{t-1}$$

(se) (0,0573) (0,0475) (0,1431)

Na regressão acima, $T_{i,t}$ é o valor arrecadado do IRPJ e da CSLL, L_t é o Lucro Real Antes do Imposto de Renda, e u_t é um processo AR(1). Note-se que estrutura temporal de apuração/arrecadação tem informações importantes. O IRPJ é de apuração trimestral, ou seja, ao final de cada trimestre apura-se ou lucro real, o presumido, ou o arbitrado, e recolhe-se o imposto no trimestre que se inicia. A CSLL pode ser entendida em termos econômicos como um “imposto” semelhante ao IRPJ, pois incide sobre a mesma base tributária, o lucro da empresa, e possui apenas pequenas diferenças na apuração.

A elasticidade-produto da base de tributação segue a mesma estrutura temporal, conforme regressão a seguir:

$$\Delta \log(L_t) = +7,9234 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) - 0,3855 \cdot u_{t-1}$$

(se) (2,6918) (0,1400)

Dessa forma, tem-se: $\alpha_{IRPJ + CSLL, Y} = 0,4663$

Renda dos Indivíduos (IRPJ e IRRF – trabalho):

Os dados do mercado de trabalho são do Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE) e cobrem o período de 1997 a 2005. O emprego é representado pelo Número de Admitidos, e o salário é o Salário Médio dos Admitidos, todos oriundos do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados (CAGED), e da Relação

Anual de Informações Sociais (Rais). O salário real é alcançado ao deflacionar a série, utilizando-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do IBGE, com base no primeiro trimestre de 1997.

Como visto antes, a elasticidade contemporânea do salário real em relação ao emprego, $\partial w_t / \partial e_t$, é obtida em uma regressão da primeira diferença no logaritmo do salário real dos admitidos sobre o valor contemporâneo e quatro defasagens (de 0 a 4) da primeira diferença no logaritmo do emprego. A medida de interesse é o coeficiente estimado para a relação contemporânea entre salário real e emprego na equação a seguir:

$$\Delta \log(W_t) = 0,2311 \cdot \Delta \log(E_t) + 0,2307 \cdot \Delta \log(E_{t-2})$$

(se)
(0,0458)
(0,0465)

A elasticidade-emprego dos salários, medida acima em 0,23, indica uma curva de oferta de trabalho pouco inclinada. Blanchard e Perotti (2002) estimam a elasticidade-emprego do salário para os Estados Unidos em 0,62. Como essas estatísticas foram estimadas pelo mesmo método, podem ser comparadas em alguma medida e revelam a diferença estrutural no mercado de trabalho entre as economias.

De forma similar, mede-se a resposta do emprego em relação ao produto, $\partial e_t / \partial y_t$, onde o produto é o índice de volume do PIB com ajuste sazonal do IBGE.

$$\Delta \log(E_t) = 0,9897 \cdot \Delta \log(Y_t) + 1,3615 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) + 0,94 \cdot \Delta \log(Y_{t-3})$$

(se)
(0,4829)
(0,4778)
(0,4701)

Blanchard e Perotti (2002) indicam que a resposta do emprego a mudanças no produto para os Estados Unidos é de 0,42. Giorno *et al.* (1995) estimam elasticidade-emprego dos salários de 0,26 para os Estados Unidos. Os autores reportam estimativas de elasticidades anuais que vão de 0,0, para a Austrália, até 2,0 para o Japão. Para a elasticidade-produto do emprego, a Austrália e a Espanha figuram no topo do grupo em Giorno *et al.* (1995) com 0,79 e 0,85, respectivamente. A Itália, com 0,15, e o Japão, com 0,19, compõem o limite inferior do intervalo das estimativas para essa elasticidade. Ainda a título de comparação, situados no terceiro quartil do intervalo, estão os Estados Unidos e a Inglaterra, com elasticidades estimadas da ordem de 0,64 e 0,68, respectivamente.

Entre os 15 países incluídos na amostra, aqueles que apresentam menor (maior) sensibilidade dos salários em relação ao emprego possuem maiores (menores)

elasticidade-produto do emprego, como era de se esperar. A comparação com os valores encontrados para os países da OCDE, em Giorno *et al.* (1995), revela que as estimativas para a economia brasileira são similares ao relato comum: alta sensibilidade do emprego ao produto enquanto a resposta dos salários às mudanças no emprego é relativamente baixa.

A estimativa de $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i}$ não é trivial, pois depende da distribuição das faixas de salários e da participação de cada faixa salarial na arrecadação total. Uma boa medida dos ganhos de arrecadação devido a mudanças nas faixas salariais pode ser obtida diretamente dos dados anuais de arrecadação do IRPF, da SRF. A partir de dados observados, constroi-se a distribuição da renda em dez faixas salariais, com a primeira faixa de R\$ 0 a R\$ 1.000, e assim sucessivamente, para obter a participação de cada faixa de renda na arrecadação total. As informações sobre a evolução da distribuição de renda nos anos 1990 são incompletas e fornecem indícios de seu comportamento no conjunto do país. As informações sobre o peso de cada faixa de renda na arrecadação total estão disponíveis para os anos de 1996 a 1999, 2003 e 2004. Assim, estimou-se a elasticidade-salário da arrecadação do IRPF e do IRRF_{Trabalho} como:

$$\varepsilon_{T_i, W} = \frac{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{\Delta T_i}{\Delta W_i}}{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{T_i}{W_i}}$$

em que: λ_i é a participação de cada nível de renda na arrecadação total; T_i é o imposto pago pelo indivíduo da faixa de renda i ; W_i é o salário de cada indivíduo do nível de renda i ; $\Delta T_i / \Delta W_i$ é receita marginal (imposto marginal pago) em cada faixa de renda; e T_i / W_i é a receita média (imposto médio pago) em cada faixa de renda.

A estimativa de $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i} = 1,5080$ representa a elasticidade média do período.

Para os 15 países da OCDE, segundo Giorno *et al.* (1995), as estimativas para essa medida estão contidas no intervalo de 1,3, para a Suécia, e 4,1, para a Espanha. Há uma concentração de nove países em um subintervalo de 1,3 a 2,0, sendo que a estimativa modal é de 1,8 para a Itália, a Inglaterra, os Países Baixos e a Finlândia.

Movimentação Financeira (CPMF):

Devido a suas características, impõe-se valor unitário para essa modalidade de arrecadação. Portanto:

$$\eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} = 1; \eta_{B_{CPMF}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CPMF, Y} = \eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} \cdot \eta_{B_{CPMF}, Y} \cdot \frac{T_{CPMF}}{T} = 0,0451$$

A evolução da participação dessa modalidade na arrecadação total é crescente. De 2,68%, considerando-se a metade da amostra, passou a ser 3,94% em cima de 75% da amostra e vale 4,51%, considerando-se todo o período.

Faturamento (Cofins e PIS/PASEP):

A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão da sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecadado dessa categoria em termos reais, contra a primeira e a terceira defasagem da *proxi* para a receita operacional bruta das empresas, deflacionada pelo deflator do PIB. Coletaram-se dados da Receita Operacional Bruta, apurada trimestralmente, da mesma amostra representativa utilizada para o IRPJ e CSSL. A fonte é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais (Sabe).

$$\Delta \log(T_{i,t}) = 0,01031 + 0,0481 \cdot \Delta \log(ROB_t) - 0,02418 \cdot \Delta \log(ROB_{t-3})$$

(se) (0,0098) (0,0110) (0,0101)

$$R^2 = 0,403; \quad F = 12,82 \quad \text{valor} - p(< 0,01)$$

Na regressão acima, $T_{i,t}$ é o valor arrecadado da Cofins e do PIS/PASEP, ROB_t é a Receita Operacional Bruta, em termos reais, das empresas de capital aberto do Sabe, distribuídas em 22 setores da economia.

A elasticidade-produto da base tributária é conforme regressão a seguir:

$$\Delta \log(ROB_t) = 5,3752 \cdot \Delta \log(Y_t) - 0,3009 \cdot u_{t-1} - 0,7756 \cdot \varepsilon_{t-1}$$

(se) (2,9907) (0,1690) (0,1078)

Dessa forma, tem-se: $\alpha_{Cofins + Pisep, Y} = 0,1035$

Folha de pagamentos (Contribuições para o RGPS e a Contribuição para o Plano de Seguridade do Servidor Público (CPSS):

Há que se diferenciar entre o setor privado e o público. Enquanto a contribuição previdenciária dos funcionários públicos, a CPSS, é proporcional à renda do indivíduo (alíquota de 11% sobre a remuneração), no setor privado a contribuição para o regime de previdência é composta da contribuição do trabalhador (ou segurado) e do empregador. A contribuição do trabalhador possui faixas de salário e alíquotas diferenciadas, além de um teto máximo de contribuição. Já a parcela devida pelo empregador tem alíquota de 20% sobre a folha de pagamento e representa a maior parcela da arrecadação.

Como a contribuição do servidor público é sempre proporcional em toda a amostra, faz-se:

$$\eta_{T_{CPSS}, B_{CPSS}} = 1; \eta_{B_{CPSS}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CPSS, Y} = \eta_{T_{CPSS}, B_{CPSS}} \cdot \eta_{B_{CPSS}, Y} \cdot \frac{T_{CPSS}}{T} = 0,1101$$

A elasticidade-produto da CPSS representa apenas sua participação no total dos impostos líquidos.

No caso das contribuições para o RGPS, utiliza-se do mesmo procedimento adotado na estimação das elasticidades do imposto de renda sobre os indivíduos. A diferença está no cálculo da elasticidade dos ganhos de arrecadação devido a

mudanças nas faixas de salários dos indivíduos, $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i}$, além de considerarmos de forma distinta o empregado e o empregador. Com o objetivo de captar corretamente o efeito da variação salarial sobre a arrecadação, a elasticidade-salário da arrecadação será a média ponderada das elasticidades de cada contribuinte.

Para calcular os pesos de cada contribuinte (empregado e empregador) na arrecadação total, coletaram-se dados de arrecadação por código de pagamento junto ao MPAS para os anos de 2001 a junho de 2005. A participação do empregado e empregador distribui-se em 25% e 75%, respectivamente, conforme tabela A.2. Para fins de definição, na faixa “Empregados” foram incluídos os segurados empregados, inclusive domésticos e trabalhadores avulsos, e os contribuintes individual e facultativo.

No caso do empregador, a contribuição é sempre proporcional – de 20% sobre a folha de salários – para toda a amostra. Assim, para esse contribuinte, toma-se a elasticidade-salário da arrecadação igual a 1.

TABELA A.2

Arrecadação da previdência social

	2001	2002	2003	2004	2005 ¹	Média	Média (%)
Empregados	17,849	19,863	18,925	21,579	10,122	17,668	25
Empregadores	44,737	51,025	62,806	72,186	38,907	53,932	75
Total	62,586	70,889	81,731	93,765	49,029	71,600	
Empregados (%)	29	28	23	23	21	25	
Empregadores (%)	71	72	77	77	79	75	

Fonte: MPAS.

Nota: ¹ Até junho.

A contrapartida do emprego segue a metodologia do IRPF e IRRE. No entanto, é mais trabalhosa, pois, na tentativa de equacionar o crescente desequilíbrio no regime de previdência, foram implementadas diversas reformas cujas consequências foram a variabilidade nas alíquotas de contribuição e nas faixas de incidências sobre o salário do empregado, em geral mudanças de pequena magnitude, exceto para dois últimos anos da amostra. A distribuição das faixas de salários e a participação de cada faixa salarial na arrecadação total são simuladas com base nas informações do CAGED, do MTE, e cobrem o período de 1997 a 2005.

A partir das informações mensais do número de admitidos e dos salários de admissão de oito setores de atividade da economia, distribuídos por faixas que vão de 0 salário mínimo (SM) até mais de 20 SMs, calcula-se a contribuição média e marginal por faixa e o peso de cada faixa de contribuição para cada ano. Dessa forma, a média ponderada da elasticidade-salário da arrecadação das contribuições previdenciárias estimadas para o empregado e o empregador é de $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i} = 0,82$, e está na mesma ordem dos valores estimados para os países da OCDE por *Giorno et al.* (1995) – as estimativas para os 15 países compõem um estreito intervalo de 0,8 a 1.

ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL *

Maurício Machado Fernandes**

Luiz Guilherme Scorzafave***

Esse artigo tem como objetivo investigar o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros e testar a validade de um modelo específico dentro da classe dos modelos de racionalidade coletiva (*collective models*). A abordagem oferece uma estrutura para interpretar o processo decisório intrafamiliar e, para tal, utiliza variáveis denominadas fatores distributivos. Estes, quando favoráveis às mulheres, ampliam o poder de barganha das esposas no interior das famílias, reduzindo a oferta de trabalho das mesmas. Os fatores distributivos adotados aqui são a *diferença de idade* entre marido e esposa e a *sex-ratio* – definida como a razão entre o total de homens com as mesmas características do marido e o total correspondente de homens e mulheres de uma determinada região. Quanto maior essa diferença de idade, melhores seriam as opções da esposa no mercado de casamento em relação às do seu marido e, portanto, maior o seu poder de barganha. Os resultados apontam que o aumento de um ano na *diferença de idade* reduz a oferta de trabalho mensal das mulheres em 0,13 hora e amplia a dos homens em 0,089 hora. No caso da *sex-ratio*, o aumento em 1 ponto percentual amplia em aproximadamente sete horas mensais a jornada média de trabalho dos maridos. Além disso, o comportamento dos cônjuges não refuta o modelo teórico em sua especificação mais geral.

1 INTRODUÇÃO

Tradicionalmente, a teoria econômica utilizou o denominado modelo unitário para explicar o processo decisório intrafamiliar, particularmente no que diz respeito às escolhas de consumo e oferta de trabalho dos membros da família. Esse arcabouço pressupõe que as escolhas da família derivam de um processo de maximização de uma função de utilidade, que representa a preferência única da família, sujeita a uma restrição orçamentária conjunta. No entanto, a abordagem “unitária” vem sofrendo uma série de críticas nas dimensões metodológicas, da análise de bem-estar dos indivíduos¹ e de evidências empíricas. Do ponto de vista empírico, diversos estudos têm rejeitado as implicações derivadas desse modelo.² Entre os trabalhos que rejeitam tais restrições destacam-se os de Vermeulen (2005), Browning e Chiappori (1998) e Fortin e Lacroix (1997).

* Os autores agradecem à Capes o financiamento da pesquisa e a Marcos Rangel, Walter Beluzzo, Jaylson Silveira e dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões.

** Doutorando da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio).

*** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP).

1. Para maiores detalhes acerca das críticas sob os aspectos metodológicos e de análise de bem-estar dos indivíduos, ver Vermeulen (2002).

2. Essas são as propriedades de aditividade, homogeneidade de grau zero e matriz de Slutsky simétrica e semidefinida negativa. Informações sobre essas condições podem ser obtidas em Mas-Colell, Whinston e Green (1995, cap. 3).

Além das propriedades tradicionais da teoria do consumidor, o modelo unitário ainda permite a derivação de uma restrição adicional sobre o resultado do processo decisório intrafamiliar, denominada “hipótese da renda conjunta” (*income pooling hypothesis*). Sob tal hipótese, a distribuição da renda não laboral entre os indivíduos da família seria irrelevante para determinar as decisões de consumo e oferta de trabalho de seus membros, devendo assim ser agregadas em um único montante. Um dos trabalhos relevantes, sob o ponto de vista do teste dessa hipótese, é o de Lundberg, Pollack e Wales (1997) para o contexto de uma alteração institucional referente ao repasse dos benefícios vinculados às crianças no final da década de 1970 no Reino Unido. A partir das evidências obtidas, os autores concluíram que “mantido constante o total da renda da família, a fração da renda recebida por cada cônjuge tem efeito substancial e significativo sobre os padrões de dispêndio das famílias” (LUNDBERG, POLLACK e WALES, 1997, p. 479).

Para a realidade brasileira também foram realizados alguns estudos que rejeitaram a “hipótese da renda conjunta”. Entre eles, destaca-se o de Thomas (1990) que observou que a renda não laboral sob controle da mãe tem um efeito maior sobre indicadores de saúde e nutrição familiar do que a renda sob controle do pai. Já Tiefenthaler (1999), ao estudar o comportamento de oferta de trabalho de uma amostra de casais brasileiros do ano de 1989, encontrou evidências de que a fração da renda não laboral em poder de um indivíduo dentro do casamento tem um efeito negativo e significativo sobre a oferta de trabalho deste.³

A partir das deficiências do modelo unitário, foram desenvolvidas algumas abordagens teóricas que tinham como objetivo principal incorporar o fato de as famílias serem compostas por pessoas com diferentes preferências. Entre elas, destacam-se os trabalhos pioneiros de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981). Essas contribuições introduziram elementos da teoria dos jogos cooperativos, em especial o modelo de barganha de Nash, que adota explicitamente o pressuposto de que os membros da família maximizam o produto dos ganhos decorrentes da cooperação entre os cônjuges em relação aos níveis máximos de utilidade alcançados por cada um dos indivíduos na ausência do equilíbrio cooperativo.⁴ Dessa forma, variáveis que influenciam o equilíbrio não cooperativo, mas não as preferências, nem a restrição orçamentária, também são relevantes na determinação das escolhas da família. Tais modelos são classificados de acordo com a definição da situação de não cooperação: *i*) o divórcio; e *ii*) a existência de um equilíbrio não cooperativo interno à relação matrimonial, de acordo com o modelo de “esferas separadas” proposto por Lundberg e Pollack (1993).

3. Este resultado foi verificado para os casos de homens empregados nos setores informal e autônomo; e para as mulheres nos setores formal e informal da economia.

4. O resultado desse programa de otimização é uma única alocação de consumo e oferta de trabalho dos cônjuges, o que traz uma característica restritiva à verificação empírica de tais modelos. Para maiores detalhes, ver Vermeulen (2002, p. 536).

Uma linha alternativa para interpretar as decisões da família como oriunda de um processo de interação entre indivíduos com preferências distintas originou-se com os trabalhos de Chiappori (1988, 1992) e Apps e Rees (1988). Esse novo desenvolvimento teórico foi denominado *collective model* e será traduzido no presente trabalho por “modelo de racionalidade coletiva”.⁵ Essa classe de modelos adota como pressupostos básicos que os agentes no interior da família têm preferências individuais e que o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto.⁶ Particularmente, a hipótese de as escolhas familiares serem Pareto-eficientes permite que elas possam ser representadas como o resultado estacionário de uma função de bem-estar social linear com fatores de ponderação de bem-estar positivos para os indivíduos (VERMEULEN, 2002). Tais fatores de ponderação indicam a capacidade de cada cônjuge interferir no processo decisório intrafamiliar e por esse motivo serão denominados, no restante do artigo, “poder de barganha”.

As primeiras contribuições relativas à abordagem de racionalidade coletiva, Chiappori (1988, 1992), foram elaboradas para contextos nos quais havia informações sobre a oferta de trabalho, salários e renda não laboral total da família, em um único período do tempo. A partir de pressupostos adicionais, tais como preferências fracamente separáveis e consumo apenas de bens privados, esses trabalhos deduziram um conjunto de resultados teóricos passíveis de teste empírico a partir do comportamento observável da oferta de trabalho das famílias. Fortin e Lacroix (1997) encontraram evidências favoráveis ao modelo de Chiappori (1992) em todas as faixas de idade de casais canadenses sem filhos em idade pré-escolar. Por sua vez, Donni (2003), Blundell *et al.* (2005) e Vermeulen (2006) estenderam o modelo original de Chiappori (1988, 1992) para o contexto de casais em que um dos cônjuges não trabalhava.

Na sequência de trabalhos que contribuíram para a evolução da abordagem de racionalidade coletiva, destacam-se os de Browning e Chiappori (1998) e Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) – abreviado no restante deste artigo por CFL (2002) –, pois ambos permitiram maior generalização em relação aos modelos anteriores. Desses trabalhos derivaram restrições ao comportamento dos membros da família passíveis de teste empírico, sem a necessidade de imposição de propriedades específicas sobre as preferências individuais, tais como a separabilidade fraca, tampouco restrições sobre o consumo de bens públicos. As condições derivadas desses dois estudos foram verificadas empiricamente para casais canadenses (BROWNING e CHIAPPORI, 1998) e famílias norte-americanas (CFL, 2002). Os resultados apontaram a adequação de tal arcabouço teórico em relação ao comportamento

5. Agradecemos a Marcos Rangel por essa sugestão.

6. Dessa forma, os modelos de barganha de Nash enquadram-se como um caso particular da abordagem de racionalidade coletiva.

observado das famílias.⁷ Apesar de generalizar o arcabouço coletivo, o modelo proposto por Browning e Chiappori (1998) demanda a existência de informações referentes a pelo menos cinco bens, com variação de preços, o que inviabiliza o seu teste para uma série de circunstâncias, em especial para o Brasil.

Até o momento não foi realizado nenhum estudo empírico para o teste da adequação do comportamento das famílias brasileiras ao arcabouço teórico de racionalidade coletiva. Entretanto, Rangel (2006), apesar de não adotar explicitamente nenhuma versão das abordagens teóricas acima discutidas, investigou os efeitos de uma alteração institucional exógena na legislação, referente às relações matrimoniais informais, sobre as decisões de alocação de tempo dos indivíduos da família entre trabalho e lazer. As evidências para tal “quase-experimento” sinalizaram uma ampliação do poder de barganha das mulheres no interior de relações informais, com redução do número de horas de trabalho ofertadas tanto no mercado (-3,2%) quanto em atividades domiciliares (-0,7%).

Com base na apresentação dos desenvolvimentos teóricos e empíricos ocorridos acerca da forma como entender e interpretar o mecanismo por meio do qual as decisões da família são tomadas, torna-se relevante a verificação do grau de adequação desses modelos para o caso brasileiro. Dessa forma, este estudo tem como objetivo o teste empírico, para o caso específico do Brasil, do modelo teórico de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos desenvolvido por CFL (2002). Além disso, pretende-se estudar como o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros responde a alterações em variáveis tradicionais e outras não diretamente relacionadas à restrição orçamentária e nem às preferências individuais. Com isso, o trabalho preenche uma lacuna na literatura brasileira sobre oferta de trabalho de casais, já que, de modo geral, a literatura buscou apenas refutar o modelo unitário de oferta de trabalho sem buscar testar empiricamente modelos teóricos específicos. Assim, este trabalho contribui para um melhor entendimento acerca das decisões intrafamiliares de oferta de trabalho.

O presente artigo está organizado em três seções além desta introdução. A próxima seção trata da metodologia adotada, estando subdividida para a apresentação do modelo teórico e da especificação funcional adotada no estudo empírico. A terceira seção apresenta a descrição da amostra e os resultados obtidos. Por fim, as conclusões do trabalho são expostas na última seção.

2 METODOLOGIA

Nesta seção serão apresentados tanto o modelo teórico e os seus resultados quanto a especificação da forma funcional adotada para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges.

7. Vermeulen (2005) também testou o modelo de racionalidade coletiva proposto por CFL para uma amostra de casais holandeses e o comportamento dessas famílias não rejeitou a validade desse modelo.

2.1 Modelo teórico

O comportamento observável das famílias brasileiras, assim como o mecanismo de relacionamento entre os seus membros, que culmina com as decisões de consumo e oferta de trabalho (lazer, por conseguinte), será interpretado mediante o modelo de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos desenvolvido por CFL (2002). A estrutura e os resultados desse modelo coletivo serão apresentados tanto na sua versão mais geral quanto na sua especificação restrita. Também com o intuito de facilitar a exposição, o modelo acima mencionado será identificado no restante do texto pelas suas iniciais, ou seja, MRCOTFD (Modelo de Racionalidade Coletiva de Oferta de Trabalho com Fatores Distributivos).

De maneira geral, os modelos coletivos adotam como pressupostos básicos que as famílias são compostas por indivíduos (cônjuges) que têm suas próprias preferências e a interação entre esses cônjuges resulta na decisão, Pareto-eficiente, sobre a alocação dos recursos escassos do domicílio. Vale ressaltar que a hipótese de eficiência é adotada independentemente do mecanismo por meio do qual os membros da família interagem. Essa hipótese é razoável para o contexto em estudo, visto que “a família é um exemplo proeminente de jogos repetidos. Por esse motivo, é plausível supor que os agentes encontram mecanismos que resultam em alocações eficientes, pois a cooperação em geral emerge como um equilíbrio de longo prazo de relações não cooperativas repetidas” (DONNI, 2003, p. 1.182).

Dessa forma, a estrutura do modelo de racionalidade coletiva consiste no fato de que a alocação ótima de Pareto para a família resulta de um processo de maximização da utilidade de cada um dos cônjuges em relação a um nível mínimo de utilidade que deve ser respeitado no que se refere ao outro cônjuge e a uma restrição orçamentária conjunta da família. Os pressupostos de que as funções de utilidade são estritamente côncavas e que o conjunto orçamentário é convexo garantem que o conjunto de possibilidades de utilidades seja estritamente convexo. Essas condições permitem afirmar que o problema de escolha da família pode ser representado pelo seguinte processo de otimização de uma função de bem-estar social da família, que representa uma combinação linear das funções de utilidade dos cônjuges, condicionado ao conjunto orçamentário agregado da família:

$$\begin{aligned} \max_{[1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2]} \mu(w, y, s, z) U^1(1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2, z) + \\ + [1-\mu(w, y, s, z)] U^2(1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2, z) \end{aligned} \quad (1)$$

sujeito $w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2$

Sendo:

h^j = horas de trabalho ofertadas pelo indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

w^j = taxa de salário do indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

C^j = vetor de consumo do bem composto de Hicks⁸ pelo indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

y = renda não laboral (não proveniente do trabalho);

s = vetor de fatores distributivos;

z = vetor de variáveis de controle; e

μ = poder de barganha dos cônjuges.

Um conceito fundamental para o MRCOTFD, e que o diferencia dos demais modelos na abordagem de racionalidade coletiva, é o de fatores distributivos (*distribution factors*). Browning e Chiappori (1998) os definem como as variáveis que podem afetar o processo decisório intrafamiliar, mediante impacto sobre o poder de barganha dos agentes, mas que não influenciam diretamente as preferências individuais, nem o conjunto de possibilidades de consumo agregado da família. É justamente “na presença de pelo menos dois fatores distributivos que o MRCOTFD, mesmo na sua forma mais geral, restringe fortemente a forma da oferta de trabalho” (CFL, 2002, p. 41).

Ainda em sua forma mais geral, o MRCOTFD é caracterizado pela ausência de quaisquer restrições acerca das preferências dos membros da família. Logo, são factíveis as mais diversas especificações de funções de utilidade para a caracterização das preferências individuais, sendo permitida a presença de externalidades positivas ou negativas, altruísmo com diferentes implicações sobre as preferências individuais etc.

Adotando apenas soluções interiores para o problema de otimização da função de bem-estar social da família (1), tem-se a equação de oferta de trabalho ótima de cada membro da família, continuamente diferenciável, definida da seguinte forma:

$$h^i[w_1, w_2, y, z, s] = H^i[w_1, w_2, y, z, \mu(w_1, w_2, y, z, s)], \quad i = 1, 2 \quad (2)$$

O fato de as variáveis que representam os fatores distributivos (s) influenciarem as decisões de oferta de trabalho apenas por meio do seu efeito sobre o poder de

8. A utilização do conceito de bem composto de Hicks para representar de forma agregada as escolhas de consumo da família é adotada porque o objetivo do presente estudo é a análise da decisão de oferta de trabalho dos membros da família. Isso é feito sem nenhum prejuízo para o arcabouço teórico, visto que o processo de maximização condicionada tem caráter estático, logo o preço relativo entre esses bens é mantido constante. Para detalhes sobre o conceito de bem composto de Hicks, ver Deaton e Muellbauer (1980, p. 120-122).

barganha dos cônjuges (μ), em acréscimo à característica unidimensional deste fator, permitiu que Bourguignon, Browning e Chiappori (1995) *apud* CFL (2002) deduzissem um resultado em especial:

$$\frac{\frac{\partial h^1}{\partial s_j}}{\frac{\partial h^1}{\partial s_1}} = \frac{\frac{\partial h^2}{\partial s_j}}{\frac{\partial h^2}{\partial s_1}} \quad (3)$$

A expressão (3) reflete a igualdade entre as razões dos efeitos marginais de quaisquer dois fatores distributivos sobre a oferta de trabalho de cada um dos cônjuges. Logo, o comportamento de oferta de trabalho dos indivíduos dentro da família deve satisfazer a condição (3), para que este seja compatível com o modelo MRCOTFD em seu formato mais geral. Essa condição além de ser necessária, também é suficiente.

Apesar de o modelo MRCOTFD na sua forma mais geral criar restrições passíveis de teste empírico em relação ao comportamento das famílias, essa versão do modelo não permite a identificação de informações importantes sobre as preferências individuais e o processo decisório intrafamiliar. A identificação do modelo – segundo CFL (2002, p. 41) – torna-se possível com a imposição de separabilidade fraca sobre as preferências individuais entre o consumo de cada cônjuge. Essa propriedade é satisfeita para dois tipos de funções de utilidade em especial: as preferências egoístas e as altruístas no sentido de Becker. No restante da descrição do MRCOTFD com a imposição de separabilidade fraca do consumo entre os membros da família, será empregado o termo referente a preferências egoístas, porém o mesmo resultado é obtido com as preferências altruístas citadas.

Dessa forma, sob tais condições, o segundo teorema de bem-estar garante que a alocação eficiente da família pode ser obtida alternativamente por meio de um mecanismo de mercado competitivo descentralizado. Ou seja, o problema de escolha da família, visualizado em (1), pode ser reinterpretado como um procedimento em duas etapas. Na primeira, a renda não laboral total da família é dividida entre os seus membros por meio de uma regra de divisão, denominada *sharing rule* (ϕ). No segundo momento, cada um dos cônjuges realiza suas escolhas separadamente de forma a maximizar suas preferências individuais sujeitas a uma restrição orçamentária composta pelos seus rendimentos do trabalho acrescida da fração da renda não laboral que lhe coube. Formalmente:

$$\max_{(b^i, c^i)} U^i(1 - b^i, C^i, z) \quad (4)$$

sujeito $w_i h^i + \phi(w_1, w_2, y, z, s) \geq C^i$

tal que: $\phi^1 = \phi$ e $\phi^2 = y - \phi$

Sendo: $\phi = \textit{sharing rule}$.

Novamente, supondo apenas soluções interiores, as ofertas de trabalho ótimas dos membros da família, continuamente diferenciáveis por hipótese, são dadas por:

$$h^1(w_1, w_2, y, z, s) = H^1[w_1, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z]$$

$$h^2(w_1, w_2, y, z, s) = H^2[w_2, y - \phi(w_1, w_2, y, z, s), z] \quad (5)$$

De acordo com CFL (2002), o formato das equações de oferta de trabalho dos membros da família apresentados em (5) permite a derivação de alguns resultados que são passíveis de teste empírico⁹ e a recuperação das derivadas parciais da *sharing rule*. Como as variáveis de renda não laboral, fatores distributivos¹⁰ e salário do cônjuge influenciam a decisão de oferta de trabalho de um membro da família apenas via o termo ϕ – referente à fração da renda não laboral destinada a cada cônjuge – torna-se possível obter taxas marginais de substituição entre essas variáveis, duas a duas, em relação à oferta de trabalho de cada um dos membros da família. A partir destas últimas, são recuperadas as derivadas parciais da *sharing rule* em relação a cada uma das variáveis acima citadas como função do comportamento observável de oferta de trabalho. Para que a *sharing rule* possa ser recuperada, essas equações diferenciais parciais devem ser integradas. Isso somente será possível caso sejam satisfeitas as restrições de igualdade entre as derivadas parciais de segunda ordem cruzadas – o que representa um teste para o MRCOTFD com preferências egoístas – apresentadas a seguir.

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial s} = \frac{\partial \phi_s}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (6)$$

9. Maiores detalhes sobre a derivação desses resultados, ver CFL (2002, p. 45-47 e 68-70).

10. Para o caso especial de dois fatores distributivos, existe uma restrição extra, idêntica à observada para o modelo coletivo geral dada por (3).

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (7)$$

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (8)$$

$$\frac{\partial \phi_s}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial s} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} \quad (9)$$

$$\frac{\partial \phi_s}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial s} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} \quad (10)$$

$$\frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial w_1} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} \quad (11)$$

2.2 Especificação funcional das equações de oferta de trabalho

Este trabalho adotará formas funcionais para as equações de oferta de trabalho dos cônjuges conforme explicitado em (12) e (13):

$$h^1(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(w_1) + \beta_2 \cdot \log(w_2) + \beta_3 \cdot y + \beta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \beta_5 \cdot s_1 + \beta_6 \cdot s_2 + \beta_7^t \cdot z \quad (12)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \theta_0 + \theta_1 \cdot \log(w_1) + \theta_2 \cdot \log(w_2) + \theta_3 \cdot y + \theta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \theta_5 \cdot s_1 + \theta_6 \cdot s_2 + \theta_7^t \cdot z \quad (13)$$

Dessa forma, utiliza-se a mesma especificação de CFL (2002). De acordo com a análise das condições (3) e (6) a (11), acima, fica claro que elas não dependem particularmente de nenhum pressuposto acerca da forma funcional das equações de oferta de trabalho.

Ao aplicar a condição de igualdade referente à expressão (3) nas equações de oferta de trabalho (12) e (13), obtém-se a restrição, em termos dos parâmetros dessas equações, que deve ser satisfeita caso o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges seja compatível com o MRCOTFD geral. Vale ressaltar a importância da estimação do modelo com pelo menos dois fatores distributivos; caso contrário não seria possível esse teste de eficiência.

$$\frac{\beta_5}{\theta_5} = \frac{\beta_6}{\theta_6} \quad (14)$$

Já as condições referentes às equações (6) a (11), além da restrição (3) devido à existência de dois fatores distributivos, resumem-se à igualdade abaixo. Portanto, para que o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges esteja de acordo com o MRCOTFD com preferências egoístas deve ser verificada empiricamente a expressão (15).

$$\frac{\beta_4}{\theta_4} = \frac{\beta_5}{\theta_5} = \frac{\beta_6}{\theta_6} \quad (15)$$

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS

O banco de dados utilizado para o estudo do comportamento de oferta de trabalho de cônjuges no Brasil foi elaborado a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os anos de 2002 a 2007. O conjunto de famílias sob estudo foi construído a partir das informações das PNADs de 2003, 2005 e 2007. Já as informações sobre os demais anos (2002, 2004 e 2006) foram utilizadas para a construção de variáveis auxiliares a serem incorporadas na amostra principal e no processo de estimação. Os valores de salário e rendas não laborais foram deflacionados segundo o deflator definido por Courseil e Foguel (2002) e estão expressos em termos de reais de 2002. A amostra básica consiste em 78.207 famílias formadas pela pessoa de referência e seu cônjuge, que declararam trabalhar na data da entrevista¹¹ e ambos pertenciam à faixa etária entre 20 e 60 anos.

11. Foram excluídas as famílias nas quais ambos os cônjuges declararam trabalhar, mas que ao menos um deles declarou taxa de salário nula.

Conforme ressaltado por CFL (2002), o fato de condicionar a amostra ao contexto de casais que trabalham pode trazer problemas de viés, sobretudo para o caso das mulheres. No entanto, esse critério foi adotado tanto por CFL (2002) quanto por Vermeulen (2005), visto que a introdução de soluções de canto originadas pelas famílias nas quais pelo menos um cônjuge não trabalha não é trivial. Dentro da abordagem de racionalidade coletiva já existem alguns trabalhos que incorporam tais situações, entre eles: Donni (2003), Blundell *et al.* (2005) e Vermeulen (2006). Particularmente, Donni (2003) elabora o modelo que aninha as demais contribuições que incorporaram decisões discretas e censura quanto à oferta de trabalho de um dos cônjuges. Entretanto, tal modelo necessariamente deve impor uma série de restrições, tais como: preferências egoístas, exclusão do consumo de bens públicos e produção doméstica. Dessa forma, o modelo proposto por CFL (2002) permite um teste mais geral da abordagem de racionalidade coletiva, pois as condições derivadas do modelo, em sua forma geral, não necessitam de quaisquer pressupostos sobre as preferências dos agentes. Além disso, tais modelos geram dificuldades empíricas adicionais para a identificação do modelo, decorrentes da necessidade de estimação dos salários para os indivíduos que não trabalham.¹² Por último, Mroz (1987) aponta a existência de evidências para uma amostra de mulheres dos Estados Unidos de que o viés de seleção não seria um problema.

A partir do sistema de equações (12) e (13) foram estimadas as equações que descrevem o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges da amostra em questão. Dessa forma, as variáveis dependentes são o número de horas de trabalho ofertadas mensalmente, em todos os trabalhos, tanto pela pessoa de referência da família quanto pelo seu cônjuge. Já as variáveis explicativas são o logaritmo natural das taxas de salário, horário médio da mulher e do marido – assim como o produto desses –, o total de renda não laboral mensal da família e uma série de covariadas, tais como: idade, escolaridade, raça (branco ou não branco), *dummies* regionais, *dummy* para meio urbano ou rural, *dummies* para os anos de 2003 e 2005, o número de filhos em idade pré-escolar e em idade escolar.

Além dessas variáveis, também foram utilizadas em cada procedimento de estimação duas variáveis que representam os fatores distributivos discutidos nas seções anteriores. A princípio, quando estes fossem favoráveis às mulheres, teriam o efeito de ampliar o poder de barganha das esposas no interior das famílias, implicando assim uma redução da oferta de trabalho e o aumento do lazer delas. Concomitantemente, dever-se-ia esperar também o aumento da oferta de trabalho e a redução do lazer dos maridos.

12. Maiores detalhes quanto às diferenças entre as estruturas dos modelos que incorporam as decisões discretas e as versões usuais do arcabouço de racionalidade coletiva encontram-se em Blundell *et al.* (2005). Esse trabalho também expressa a dificuldade de identificação do modelo e as circunstâncias, muito especiais, nas quais foi possível a estimação e teste empírico do modelo em questão.

O primeiro fator distributivo utilizado foi a variável *sex-ratio*. Conforme destacado por CFL (2002), essa variável é uma *proxy* para as condições do mercado de (re)casamento que as mulheres encontrariam, caso decidissem pelo rompimento de suas relações conjugais atuais.¹³ No presente estudo, a *sex-ratio* foi definida como a razão entre o número total de homens com faixa etária, faixa de escolaridade¹⁴ e cor da pele (branco ou não branco) iguais à do marido em cada família e o total correspondente de homens e mulheres com tais características. Especialmente para essa variável adotou-se como faixa etária o intervalo de mais três e menos três anos em relação à idade do homem que compõe o casal. A variável *sex-ratio* foi construída com informações da PNAD defasada em um ano em relação ao conjunto de famílias no banco de dados, com o cuidado de ponderar as informações relativas a cada observação pelos seus respectivos pesos e recuperar tal estatística para a dimensão regional representativa do plano amostral.¹⁵ Por exemplo, para as famílias do ano de 2005, a informação utilizada sobre a variável em questão foi obtida a partir dos dados da PNAD de 2004. A opção por tal defasagem deve-se ao fato de que as mulheres ao tomarem suas decisões de permanecer ou não casadas, as faziam com base na percepção de escassez relativa de potenciais companheiros definida em um momento anterior à tomada de decisão. Já o segundo fator distributivo é definido como a diferença de idade entre os cônjuges, ou seja, a idade declarada pelo marido menos a da sua esposa, conforme adotado por Vermeulen (2005). A ideia é que quanto maior essa diferença, melhores seriam as opções da esposa no mercado de casamento em relação às do seu marido e, portanto, maior o seu poder de barganha, tudo o mais constante (WOOLEY, 2003).

As estatísticas descritivas da amostra são apresentadas na tabela 1, a qual é composta pelos valores médios e desvios-padrão das variáveis utilizadas, para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges, para cada ano separadamente. De acordo com os valores expostos na tabela 1, em média, os homens trabalham um maior número de horas por mês em comparação às mulheres para todos os anos analisados. Além disso, a jornada de trabalho dos homens apresenta menor variabilidade. Em relação à remuneração, as mulheres tanto recebem um salário menor em média como também auferem menores níveis de renda não provenientes

13. Tal como ressaltado por CFL (2002): "(...) fatores que têm efeito sobre as oportunidades dos cônjuges fora do casamento podem influenciar o balanço de poder intra-familiar e por último a alocação final de recursos, mesmo quando o casamento não é terminado" (CFL, 2002, p. 38). Com certeza, um desses fatores é a situação do mercado de (re)casamento. Dessa forma, a *sex-ratio* tem como objetivo único ser uma variável *proxy* para tal, ou seja, uma medida de escassez relativa de oportunidades fora do casamento.

14. Foram adotadas três faixas de escolaridade, sendo estas: *i*) indivíduos analfabetos ou semianalfabetizados (zero a três anos de escola); *ii*) pessoas com quatro anos de estudo completos até o ensino médio incompleto; e *iii*) indivíduos com pelo menos o ensino médio completo.

15. A dimensão regional a que o texto se refere é denominada estratos "naturais" por Silva, Pessoa e Lila (2002). Cada Unidade da Federação (UF) que não possui uma região metropolitana (RM) define um estrato "natural". Os demais estados da Federação definem dois estratos "naturais" cada, ou seja, um definido pelos municípios que compõem a RM e outro pelos demais municípios desse estado.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

	Características gerais					
	2003		2005		2007	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Número de horas trabalho/mês	151,06 (55,00)	184,45 (43,56)	149,26 (55,48)	182,79 (42,69)	150,07 (53,26)	180,53 (42,08)
Salário horário	3,53 (12,20)	4,85 (11,09)	3,70 (8,54)	4,93 (11,55)	4,07 (8,97)	5,46 (14,97)
Log salário horário	0,71 (0,96)	1,00 (0,97)	0,79 (0,93)	1,05 (0,95)	0,91 (0,91)	1,18 (0,91)
Renda não laboral	19,29 (139,73)	37,55 (295,74)	23,80 (165,81)	38,89 (289,37)	23,55 (136,79)	34,52 (234,72)
Idade	36,27 (8,87)	39,09 (9,29)	36,36 (8,96)	39,15 (9,39)	36,68 (9,04)	39,39 (9,50)
Escolaridade	8,44 (4,30)	7,62 (4,36)	8,69 (4,24)	7,82 (4,33)	9,05 (4,18)	8,15 (4,27)
Branco	0,55	0,52	0,52	0,50	0,52	0,48
	Famílias		Famílias		Famílias	
Renda não laboral	68,28 (356,79)		76,50 (370,32)		73,21 (306,21)	
Número de filhos idade pré-escolar	0,45 (0,69)		0,42 (0,66)		0,38 (0,63)	
Número de filhos idade escolar	0,88 (1,03)		0,86 (1,02)		0,81 (0,97)	
	Fatores distributivos		Fatores distributivos		Fatores distributivos	
<i>Sex-ratio</i>	0,48 (0,05)		0,48 (0,05)		0,48 (0,05)	
Diferença de idade	2,83 (5,85)		2,79 (5,94)		2,71 (6,02)	
	Regiões geográficas e geopolíticas					
	Número de famílias					
	2003		2005		2007	
Regiões urbanas	21.639		24.576		24.952	
RMs	9.422		10.888		10.924	
Norte	2.433		3.207		3.220	
Nordeste	6.109		7.177		7.035	
Sul	4.691		5.136		5.236	
Centro-oeste	2.900		3.318		3.433	
Sudeste	7.432		8.354		8.526	
Total famílias	23.565		27.192		27.450	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

do trabalho. Além disso, as esposas têm, em média, aproximadamente um ano a mais de estudo do que os homens na amostra de casais.

As informações relativas às famílias indicam que o número médio de filhos em idade pré-escolar e escolar é bastante próximo entre os três diferentes anos. A renda não laboral média oscila entre R\$ 68,00 e R\$ 77,00 por mês e apresenta um elevado desvio-padrão comparativamente aos seus valores médios. Já as variáveis adotadas como fatores distributivos apresentam média próxima de 48% para o caso da *sex-ratio* e entre 2,71 e 2,83 anos para a *diferença de idade* entre o marido e sua respectiva esposa.

Com relação à distribuição geográfica das famílias que compõem a amostra, nos três anos analisados, tem-se a predominância de famílias na região urbana, enquanto 40% vivem nas RMs brasileiras.

A tabela 2 apresenta as estimativas dos parâmetros do sistema de equações de oferta de trabalho de mulheres e homens casados para a amostra básica de famílias brasileiras. Inicialmente as equações foram estimadas a partir do pressuposto de que todas as variáveis explicativas do sistema são exógenas. Estes resultados, denominados “modelo 1”, estão apresentados nas colunas (I) e (II) da tabela 2 e apontam que tanto a *sex-ratio* quanto a *diferença de idade* atuam no sentido de reduzir a oferta de trabalho das mulheres e ampliar a dos respectivos maridos. As estatísticas obtidas são significativas a 1%, exceto para a variável *sex-ratio* no caso dos homens.

Entretanto, as estimativas apresentadas no modelo 1 estão sujeitas a problemas de viés e inconsistência caso algumas variáveis explicativas presentes nas equações de oferta de trabalho sejam endógenas. A existência de correlação entre a taxa de salário e o resíduo das equações de oferta de trabalho deve-se a dois motivos: primeiro, à questão de simultaneidade na determinação das decisões de oferta de trabalho e taxas de salário, e o segundo, decorre da própria definição da taxa média de salário horário, visto que essa é obtida pela divisão do total mensal dos rendimentos laborais do indivíduo e do número de horas de trabalho no mês. Esta última é a própria variável dependente do sistema de equações e “(...) qualquer erro de medida no número de horas trabalhadas deve introduzir uma correlação espúria negativa entre a medida de salário médio e a variável dependente” (MROZ, 1987, p. 774). Na sua investigação empírica, Mroz (1987) ressalta que foram encontradas evidências de um substancial erro de medida na variável em questão.

Seguindo as evidências apresentadas por Mroz (1987), nas colunas (III) e (IV) da tabela 2, admite-se que as taxas de salário horário dos cônjuges são endógenas.

TABELA 2

Sistema de equações de oferta de trabalho: amostra básica – famílias compostas por cônjuges que trabalham e têm entre 20 e 60 anos

	Modelo 1		Modelo 2	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)
Log salário horário mulher	-23,181*** (0,345)	4,056*** (0,263)	28,338*** (6,895)	5,501*** (2,013)
Log salário horário homem	5,980*** (0,327)	-15,412*** (0,267)	-8,844*** (3,341)	4,380 (4,552)
Renda não laboral	-0,002*** (0,001)	-0,001* (0,000)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)
Log salário horário cruzado	1,236*** (0,158)	0,290** (0,126)	-2,829*** (0,966)	-3,915*** (0,714)
<i>Sex-ratio</i>	-23,593*** (3,753)	-0,402 (3,139)	2,090 (5,240)	6,955** (3,495)
Diferença de idade	-0,255*** (0,033)	0,169*** (0,028)	-0,151*** (0,047)	0,089* (0,046)
Idade	-0,146*** (0,024)	-0,003 (0,019)	-0,684*** (0,070)	-0,129*** (0,029)
Branco	3,363*** (0,412)	4,075*** (0,328)	1,517*** (0,513)	2,448*** (0,458)
Escolaridade	2,393*** (0,058)	0,850*** (0,048)	-1,077*** (0,411)	-0,465* (0,243)
Norte	-1,625** (0,800)	-6,186*** (0,637)	-0,081 (0,931)	-4,778*** (0,727)
Nordeste	-12,476*** (0,530)	-9,596*** (0,422)	-1,884 (1,369)	-2,958*** (1,114)
Sul	1,732*** (0,515)	-0,705* (0,411)	1,719*** (0,598)	-0,764* (0,433)
Centro-Oeste	0,034 (0,708)	1,536*** (0,563)	-0,988 (0,828)	1,420** (0,589)
Urbano	13,433*** (0,661)	-0,965* (0,528)	10,225*** (0,921)	-5,533*** (0,911)
Número de filhos em idade pré-escolar	-6,480*** (0,310)	0,590** (0,247)	-7,072*** (0,384)	1,263*** (0,286)
Número de filhos em idade escolar	-1,687*** (0,191)	0,599*** (0,152)	-1,324*** (0,225)	0,890*** (0,161)
Ano 2003	-0,191 (0,460)	2,045*** (0,366)	3,913*** (0,714)	3,955*** (0,446)
Ano 2005	-1,668*** (0,440)	0,807** (0,351)	0,638 (0,569)	2,197*** (0,415)

(continua)

(continuação)

	Modelo 1		Modelo 2	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)
Intercepto	150,511*** (2,402)	189,155*** (2,026)	167,524*** (4,392)	186,315*** (2,494)
Chi-quadrado	8.128,14	5.179,71	1.731,32	778,38
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00
Número de famílias	78.207	78.207	78.207	78.207

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Notas: Erros-padrão entre parênteses.

Variável dependente: número de horas de trabalho/mês.

No modelo 1, estimam-se as equações (12) e (13) admitindo-se que todas as variáveis explicativas são exógenas; no modelo 2, estimam-se as mesmas equações admitindo endogeneidade do salário.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Dessa forma o “modelo 2”, da tabela 2, apresenta as estimativas das equações de oferta de trabalho obtidas por mínimos quadrados em três estágios (3SLS).¹⁶ Os instrumentos utilizados foram os salários médios,¹⁷ defasados de homens e mulheres, e seus termos cruzados, obtidos por faixa etária¹⁸ e faixa de escolaridade¹⁹ dos indivíduos. Novamente, na elaboração dos instrumentos foram levadas em consideração as informações relativas aos pesos de cada observação e tais estimativas foram recuperadas apenas para a dimensão regional representativa do plano amostral. Esses valores estão defasados, pois são obtidos a partir das PNADs imediatamente anteriores às utilizadas para a construção da amostra de famílias sob estudo.

Comparativamente, grande parte das estimativas obtidas no modelo 2 são bastante distintas daquelas observadas no modelo 1 – que pressupõe exogeneidade das taxas de salários – tanto em magnitude quanto em sinal. Essas diferenças destacam-se especialmente no caso dos coeficientes que acompanham o logaritmo

16. Sob condições de ortogonalidade especiais, ou seja, em que o conjunto de variáveis exógenas (inclusive os instrumentos) seja ortogonal aos termos de resíduo das duas equações de oferta de trabalho dos cônjuges, o estimador 3SLS além de ser consistente, também é algebricamente idêntico ao estimador de mínimos quadrados em três estágios do método dos momentos generalizados. Logo, o 3SLS é o estimador assintoticamente eficiente para as circunstâncias observadas no presente estudo empírico. Para detalhes, ver Wooldridge (2002, cap. 8).

17. O uso dos salários médios de homens e mulheres como instrumento para as taxas de salário horário dos cônjuges foi sugestão de um dos pareceristas do artigo. Os autores agradecem por tal sugestão.

18. As faixas etárias adotadas foram de: 20 a 29, 30 a 39, 40 a 49 e 50 a 60 anos.

19. Foram adotadas as mesmas três faixas de escolaridade que basearam a construção da variável *sex-ratio*.

das taxas de salário dos cônjuges, o termo cruzado desses logaritmos e a escolaridade dos cônjuges.

Quanto ao comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges, relativamente às variáveis definidas neste artigo como fatores distributivos, as evidências empíricas indicam que os resultados são qualitativamente próximos aos observados no modelo 1 apenas para a variável *diferença de idade*. De acordo com as colunas (III) e (IV) da tabela 2, cada ano extra de diferença entre as idades do marido e sua esposa reduz a oferta de trabalho das mulheres em aproximadamente 0,151 hora por mês e amplia a dos homens em 0,089 hora. Apesar de pequenos em magnitude, estes coeficientes são estatisticamente significantes (1% e 10%, respectivamente). Além disso, se adotarmos a hipótese de linearidade do efeito da diferença entre as idades do marido e da esposa sobre a jornada de trabalho dos cônjuges, uma diferença de dez anos implica a redução da oferta de trabalho das mulheres em mais de 1,5 hora por mês.

Já a variável *sex-ratio*, após a adoção da hipótese de endogeneidade das taxas de salário, apresenta um impacto positivo sobre a decisão de oferta de trabalho dos homens. E esse efeito é estatisticamente distinto de zero, ao nível de significância de 5%. Isto significa dizer que o aumento em 1 ponto percentual (p.p.) na *sex-ratio* amplia em aproximadamente sete horas mensais a jornada média de trabalho dos cônjuges do sexo masculino. Por outro lado, o efeito dessa variável sobre a decisão de oferta de trabalho das mulheres sofre uma alteração em relação ao sentido, passando de negativo, sob o pressuposto de exogeneidade das taxas de salário, para positivo no modelo 2, o que é contrário ao previsto pela teoria. Entretanto, este último resultado não é estatisticamente diferente de zero aos níveis de significância usuais.

Com o intuito de verificar a robustez dos resultados acima destacados, o sistema de equações de oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros também foi estimado para amostras alternativas. As três especificações alternativas adotadas representam subamostras do conjunto de famílias inicialmente apresentado neste estudo. A tabela 3 apresenta os resultados obtidos para cada uma das amostras alternativas, supondo endogeneidade das taxas de salário.

O “modelo 3” é composto pelo conjunto de famílias para as quais o domicílio entrevistado possuía uma única família residindo. Essa restrição tem como objetivo excluir organizações domiciliares nas quais o processo de barganha entre os agentes no interior da família fosse mais complexo do que a estrutura suposta pelo MRCOTFD. Dessa forma, a estrutura familiar de tal subamostra se enquadra melhor nas premissas do arcabouço de racionalidade coletiva. Já o “modelo 4”, cujos resultados estão listados nas colunas (III) e (IV) da tabela 3, refere-se ao conjunto de famílias nas quais a faixa etária dos cônjuges é restrita entre os 30 e

os 60 anos. De acordo com CFL (2002, p. 55), a exclusão de casais com “idade inferior a 30 anos aumenta a proporção de famílias ‘estáveis’, para as quais a hipótese de eficiência no processo decisório intrafamiliar tem maior probabilidade de ser satisfeita”. Por fim, a última subamostra é composta pela intersecção das famílias constituintes das amostras referentes aos modelos 3 e 4, descritos acima. As estimativas obtidas para este último grupo de famílias são apresentadas nas colunas (V) e (VI) – “modelo 5” – da tabela 3.

TABELA 3

Sistema de equações de oferta de trabalho: amostras alternativas de famílias brasileiras

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)	Mulher (V)	Homem (VI)
Log salário horário mulher	27,705*** (7,508)	6,072*** (2,129)	20,998** (8,650)	4,620** (2,335)	21,027** (9,586)	4,727* (2,507)
Log salário horário homem	-7,723** (3,610)	4,008 (4,867)	-7,486** (3,716)	8,859 (5,995)	-6,718 (4,104)	9,623 (6,505)
Renda não laboral	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)
Log salário horário cruzado	-3,147*** (1,007)	-4,069*** (0,753)	-1,632 (1,164)	-4,645*** (0,919)	-1,926 (1,222)	-4,916*** (0,979)
Sex-ratio	2,841 (5,495)	6,472* (3,683)	-6,154 (6,050)	9,687** (4,262)	-4,529 (6,317)	9,776** (4,515)
Diferença de idade	-0,143*** (0,050)	0,108** (0,049)	-0,113** (0,054)	0,035 (0,060)	-0,098* (0,057)	0,039 (0,064)
Idade	-0,655*** (0,075)	-0,139** (0,031)	-0,645*** (0,070)	-0,201*** (0,035)	-0,620*** (0,075)	-0,209*** (0,036)
Branco	1,519*** (0,536)	2,409*** (0,482)	1,552*** (0,585)	2,895*** (0,577)	1,541** (0,607)	2,746*** (0,620)
Escolaridade	-1,029** (0,450)	-0,419 (0,259)	-0,674 (0,525)	-0,626* (0,330)	-0,684 (0,585)	-0,636* (0,356)
Norte	0,081 (0,987)	-5,287*** (0,759)	0,899 (1,110)	-3,204*** (0,921)	1,040 (1,181)	-4,083*** (0,962)
Nordeste	-2,111 (1,436)	-2,846** (1,190)	-3,082* (1,687)	-1,750 (1,475)	-3,202* (1,792)	-1,384 (1,604)
Sul	1,891*** (0,616)	-0,751* (0,447)	2,389*** (0,689)	-0,716 (0,529)	2,525*** (0,708)	-0,723 (0,547)
Centro-Oeste	-0,677 (0,854)	1,270** (0,608)	-0,293 (0,971)	1,104 (0,736)	-0,071 (1,000)	0,983 (0,761)
Urbano	10,031*** (0,963)	-5,903*** (0,972)	10,111*** (1,115)	-6,978*** (1,276)	10,068*** (1,162)	-7,459*** (1,365)

(continua)

(continuação)

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)	Mulher (V)	Homem (VI)
Número de filhos em idade pré-escolar	-7,064*** (0,400)	1,323*** (0,302)	-6,213*** (0,525)	0,827* (0,433)	-6,094*** (0,543)	0,984** (0,451)
Número de filhos em idade escolar	-1,354*** (0,233)	0,869*** (0,167)	-1,564*** (0,307)	0,727*** (0,210)	-1,592*** (0,318)	0,757*** (0,220)
Ano 2003	3,922*** (0,751)	4,030*** (0,462)	3,621*** (0,871)	4,077*** (0,568)	3,760*** (0,926)	4,186*** (0,595)
2005	0,516 (0,591)	2,347*** (0,428)	0,489 (0,672)	2,336*** (0,520)	0,414 (0,700)	2,485*** (0,537)
Intercepto	165,410*** (4,721)	187,043*** (2,615)	169,579*** (4,647)	187,306*** (3,265)	167,213*** (5,005)	187,462*** (3,447)
Chi-quadrado	1.641,19	743,43	1.065,77	535,11	1.005,92	508,07
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Número de famílias	72.223	72.223	55.260	55.260	51.391	51.391

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Notas: Erros-padrão entre parênteses.

Variável dependente: horas de trabalho/mês.

Nos modelos 3 a 5, estimam-se as equações (12) e (13) admitindo-se endogeneidade do salário. No modelo 3, a amostra é composta apenas por domicílios unifamiliares. O modelo 4 refere-se às famílias cujos cônjuges possuem, ambos, de 30 a 60 anos. A amostra relativa ao modelo 5 é composta pelas famílias que atendam tanto os critérios do modelo 3 como os do modelo 4.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

De modo geral, tanto o sentido e a magnitude quanto a significância dos parâmetros estimados mantêm proximidade com os resultados obtidos a partir da amostra original. Os efeitos apresentados na tabela 3, relativamente aos dois fatores distributivos – *sex-ratio* e *diferença de idade* entre os cônjuges – também se mantiveram próximos aos da amostra original, sobretudo os do modelo 3. Já para os modelos 4 e 5, observa-se uma redução no valor absoluto e na significância para os coeficientes associados à *diferença de idade* entre os cônjuges, até mesmo deixando de ser estatisticamente significativo para o caso do efeito dessa variável sobre o comportamento de oferta de trabalho dos homens casados. Entretanto, o padrão observado permanece condizente com o comportamento dos cônjuges previsto pelo arcabouço teórico de racionalidade coletiva. Os resultados sinalizam a favor da elevação do poder de barganha das mulheres internamente à relação conjugal, permitindo assim um maior consumo de lazer e, por conseguinte, uma redução na oferta de trabalho. Por outro lado, os homens perdem “espaço” na disputa interna ao casamento, o que ocasiona um incremento na sua oferta de trabalho.

De forma complementar, as estimativas dos coeficientes associados aos fatores distributivos no sistema de equações de oferta de trabalho da amostra de cônjuges brasileiros geram evidências contrárias à validade de uma importante restrição derivada a partir do conceito de modelo unitário. De acordo com a abordagem unitária, apenas as variáveis que determinam as preferências e a restrição orçamentária da família devem influenciar as decisões de oferta de trabalho e consumo da família. Portanto, pela própria definição de fatores distributivos, o efeito dessas variáveis sobre a oferta de trabalho deveria ser nulo, de acordo com o modelo unitário. Entretanto, os resultados das tabelas 2 e 3 sugerem que o comportamento da oferta de trabalho das famílias brasileiras não é compatível com essa restrição.²⁰

A disponibilidade de dados acerca do comportamento das famílias brasileiras em conjunto com a estrutura particular do MRCOTFD, apresentado na seção referente à metodologia deste trabalho, permite o teste empírico da abordagem de racionalidade coletiva para o contexto brasileiro. Conforme exposto anteriormente, qualquer comportamento de oferta de trabalho compatível com o MRCOTFD geral deve satisfazer a igualdade entre as razões dos efeitos marginais das variáveis *sex-ratio* e *diferença de idade* nas equações de oferta de trabalho dos cônjuges. Ou seja, será testada a restrição referente à equação (14).

A tabela 4 apresenta os resultados referentes ao teste para verificação empírica da validade da restrição não linear imposta pelo MRCOTFD geral, para a amostra mais geral usada no trabalho.

A conclusão obtida a partir dos testes é de que o comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras, que apontou evidências contrárias às condições associadas ao modelo unitário, adapta-se bem ao MRCOTFD geral. E isto ocorre tanto para a especificação que adota todas as variáveis explicativas exógenas, quanto para o caso em que as taxas de salário são endógenas. Os mesmos testes foram realizados com as três subamostras acima descritas e os resultados são expostos na tabela 5. Assim, como nos modelos 1 e 2, para as amostras alternativas não houve evidência que permitisse rejeitar a validade do MRCOTFD geral para o conjunto de famílias brasileiras sob estudo. É importante reiterar que o modelo MRCOTFD geral não impõe qualquer restrição sobre as relações de preferências individuais no processo decisório intrafamiliar.

Também foi realizado o teste empírico da restrição expressa por (15) ao comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras. Esta impõe que a igualdade entre os quocientes, verificada em (14) também deva ser igual à razão entre os coeficientes que acompanham o produto dos logaritmos das taxas de salário dos cônjuges. Logo, uma condição ainda mais restritiva que a anterior e que

20. É importante ressaltar que, tal como Browning, Chiappori e Lechene (2006), o fato de as evidências empíricas confirmarem a dependência das escolhas das famílias em relação aos fatores distributivos não implica necessariamente a rejeição do modelo unitário

TABELA 4
Testes do MRCOTFD

Modelo 1	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,02 Prob > chi2 = 0,8954
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 9,26 Prob > chi2 = 0,0098
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 2	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,22 Prob > chi2 = 0,6385
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 14,59 Prob > chi2 = 0,000
Hipótese nula: equação (15)	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

está associada ao pressuposto de preferências individuais egoístas – separabilidade entre o consumo dos cônjuges.

Para os três primeiros modelos utilizados na estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges existem evidências robustas – ao nível de significância de 1% – contrárias à validade da restrição expressa pela equação (15). Já para as subamostras associadas aos modelos 4 e 5, os resultados dos testes encontram-se no limiar entre a rejeição ou não da restrição referente a (15). No caso da amostra de casais com idade entre 30 e 60 anos, o valor-p derivado do teste é igual a 11%. Já para a amostra de casais em que o domicílio era composto por uma única família e os cônjuges tinham entre 30 e 60 anos, a estatística de teste permite a rejeição da validade de (15) ao nível de significância de 10%.

Dessa forma, para o conjunto de famílias brasileiras estudadas, o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges parece não ser compatível com o modelo de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos e preferências egoístas – MRCOTFD restrito. Este último resultado inviabiliza a recuperação de importantes informações relativas tanto às preferências individuais dos agentes envolvidos no processo decisório intrafamiliar, quanto ao mecanismo interno à família mediante o qual a renda não laboral é alocada entre o marido e sua esposa – a função *sharing rule*.

TABELA 5
Testes do MRCOTFD: amostras alternativas

Modelo 3	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,47 Prob > chi2 = 0,4951
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 15,86 Prob > chi2 = 0,0004
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 4	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,47 Prob > chi2 = 0,4946
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 4,42 Prob > chi2 = 0,1099
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 5	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,28 Prob > chi2 = 0,5968
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 5,38 Prob > chi2 = 0,0679
Hipótese nula: equação (15)	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

4 CONCLUSÕES

O presente artigo investigou o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges para a realidade das famílias brasileiras, mediante a utilização de um tipo específico de modelo de racionalidade coletiva, que incorpora em sua estrutura o conceito de fatores distributivos. As evidências empíricas indicam que as decisões de oferta de trabalho dos casais são influenciadas de maneira significativa pelas variáveis utilizadas como fatores distributivos, em concordância com o previsto pela teoria. Em resumo, obteve-se que um aumento de um ano na *diferença de idade* entre o marido e sua esposa reduz a oferta de trabalho das mulheres em 0,131 hora por mês e amplia a dos homens em 0,089 hora. Esses resultados são estatisticamente significativos a 1% e são relativamente estáveis nas subamostras adotadas. Inicialmente esse efeito parece pequeno, entretanto, para as diferenças de idade observadas na amostra, a magnitude desse impacto passa a ser relevante.

Já para a variável *sex-ratio* os resultados são mais modestos, no sentido de que para a mulher a influência não é estatisticamente diferente de zero, e para os homens, apesar do amplo efeito, se revelou significativo apenas a 5% ou 10%. Esses efeitos contradizem uma importante restrição derivada do modelo de preferências unitárias, gerando assim resultados que questionam a validade desse modelo.

Em acréscimo às evidências contrárias ao modelo unitário, testou-se empiricamente o grau de adequação de uma classe de modelos de racionalidade coletiva – com fatores distributivos – em relação ao comportamento de oferta de trabalho da pessoa de referência e seu cônjuge para a realidade das famílias brasileiras. De forma geral, os resultados são favoráveis ao modelo em seu formato mais geral, sob um contexto muito amplo, que independe de qualquer tipo de restrições sobre as preferências individuais dos agentes no interior da família. No entanto, para a maioria das amostras, as evidências rejeitam as restrições derivadas do modelo em sua forma mais restrita, na qual é imposta uma restrição sobre as preferências dos indivíduos, com o intuito de manter a separabilidade de consumo entre estes. Este último resultado inviabiliza a utilização das estimativas obtidas para a recuperação de importantes informações sobre os indivíduos e a interação deles no interior das famílias. Informações essas, fundamentais para o levantamento e avaliação dos impactos de alterações em políticas públicas e/ou mudanças institucionais sobre os indivíduos no interior das famílias.

ABSTRACT

This paper aims to investigate the Brazilian spouses' labor supply behavior and to check empirically the adequacy of a specific collective model. This approach provides a theoretical framework to interpret the intra-household decision process and for such uses variables called distribution factors. These variables when favorable to women, increases the wives' bargaining power within families, reducing the labor supply. The distribution factors used in this paper are the age differential between husbands and wives and the sex-ratio—defined as the ratio between the total of men with the husband's characteristics and the corresponding total of men and women in some region. The greater the age difference between man and women, the better the outside options of women and hence, hers bargaining power. The results show that a one-year increase in age gap reduces the women's monthly labor supply in 0.13 hours and extends the men's in 0.089 hours. Besides that, a 1 percentage point increase in the sex-ratio raises about seven hours the husbands' monthly labor supply. Moreover, the spouses' labor supply behavior does not refute the theoretical model in its more general specification.

REFERÊNCIAS

- APPS, P.; REES, R. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, v. 35, p. 355-369, 1988.
- BLUNDELL, R.; CHIAPPORI, P. A.; MAGNAC, T.; MEGHIR, C. *Collective labour supply: heterogeneity and nonparticipation*. 2005, IZA (Discussion Paper, n. 1.785).

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P. A. Efficient intra-household allocation: a general characterization and empirical tests. *Econometrica*, Evanston, v. 66, n. 6, p. 1.241-1.278, 1998.

_____; _____. LECHENE, V. Collective and unitary models: a clarification. *Review of Economics of the Household*, v. 4, n. 1, p. 5-14, 2006.

CHIAPPORI, P. A. Rational household labor supply. *Econometrica*, Evanston, v. 56, n. 1, p. 63-89, 1988.

_____. Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

_____; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation and household labor supply. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 110, n. 1, p. 37-72, 2002.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 897).

DONNI, O. Collective household labor supply: nonparticipation and income taxation. *Journal of Public Economics*, v. 87, p. 1.179-1.198, 2003.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980. 450 p.

FORTIN, B.; LACROIX, G. A test of the unitary and collective models of household labour supply. *The Economic Journal*, London, v. 107, n. 443, p. 933-955, 1997.

LUNDBERG, S.; POLLACK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 101, n. 6, p. 988-1.010, 1993.

_____; _____. WALES, T. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from de U.K. child benefit. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 32, n. 3, p. 463-480, 1997.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 21, n. 1, p. 31-44, 1980.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. *Microeconomic theory*. Oxford: Oxford University, 1995.

MCELROY, M.; HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 22, n. 2, p. 333-349, 1981.

MROZ, T. A. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, Evanston, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.

RANGEL, M. A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. *The Economic Journal*, v. 116, p. 627-658, July 2006.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TIEFENTHALER, J. The sectoral labor supply of married couples in Brazil: testing the unitary model of household behavior. *Journal of Population Economics*, Heidelberg, v. 12, n. 4, p. 591-606, 1999.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.

VERMEULEN, F. Collective household models: principles and main results. *Journal of Economic Surveys*, Edinburgh, v. 16, n. 4, p. 533-564, 2002.

_____. And the winner is ... An empirical evaluation of unitary and collective labour supply models. *Empirical Economics*, Heidelberg, v. 30, n. 3, p. 711-734, 2005.

_____. A collective model for female labor supply with non-participation and taxation. *Journal of Population Economics*, v. 19, p. 99-118, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

WOOLEY, F. Control over money in marriage. *In*: GROSSBARD-SHECHTMAN, S. (Ed.). *Marriage and the economy: theory and evidence from advanced industrial societies*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

O CUSTO DO CAPITAL E O RETORNO DO INVESTIMENTO CORPORATIVO NO BRASIL ENTRE 1994 E 2008*

Ricardo D. Brito**

Rogério Monteiro***

Gunnar G. Pimentel****

Este artigo utiliza a metodologia de Fama e French (1999) para estimar o custo geral de capital e o retorno sobre o custo dos investimentos de um projeto que agrega as empresas não financeiras listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) entre os finais de 1994 e 2008. Comparados às taxas médias anuais de 11,02% da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) e de 21,89% da taxa do Serviço Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), as estimativas do custo de capital e do retorno do investimento foram de, respectivamente, 15,45% e 13,42%, configurando um cenário de baixos rendimentos para o investimento efetuado no período. Excluindo-se os setores de intensa participação estatal, os negócios privados obtiveram um retorno nominal anual de 14,59% e, com um custo do capital de 10,86%, adicionaram um valor médio de 3,36% ao ano sobre o custo de capital. Tão interessante quanto essas taxas internas de retorno (TIRs) são os históricos de resultados, decisões de financiamento e de investimento do setor corporativo brasileiro no período.

1 INTRODUÇÃO

Embora o período pós-Plano Real (1994-2008) tenha sido de reformas importantes do ponto de vista macro, com a estabilização e a abertura, e micro, com as privatizações e o aprimoramento regulatório, é senso comum que o crescimento econômico foi baixo relativamente à média histórica brasileira do século XX.

Nesse cenário em que ainda não se colheram os frutos das reformas, os preços de mercado das companhias abertas, por sua natureza antecipativa, oferecem um indicador interessante do potencial de geração de valor dos negócios. Como evoluiu o custo médio ponderado de capital (*cc*) agregado do setor não financeiro brasileiro diante da variação dos fluxos de caixa observados e da revisão das expectativas?

* Os autores agradecem a Marco Antônio Cavalcanti (editor), José F. Barbachan (Faculdades IBMEC Rio de Janeiro) e Antônio Z. Sanvicente (Insper) pelos comentários, e a dois pareceristas anônimos que muito contribuíram para o aprimoramento deste artigo. Todas as imprecisões remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

** Professor do Insper e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) (processo nº. 309602/2003-3).

*** Pesquisador do Insper.

**** Mestre em Economia pelas Faculdades IBMEC Rio de Janeiro.

Definido como uma média ponderada dos retornos de todos os títulos corporativos, adquiridos pelo seu valor de lançamento no mercado, o *cc* agregado é uma estimativa do retorno de se investir passivamente nas companhias com negócios no país. Tal taxa de *cc* foi compatível com os níveis internacionais? O retorno do *cc* excedeu as alternativas da taxa do Serviço Especial de Liquidação de Custódia (SELIC) e da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), que são referenciais do mercado nacional? Ou o *cc* realizado decepcionou as expectativas de prêmio sobre o referencial?

Outra medida de interesse, fornecida pela relação entre o custo do investimento e sua avaliação pelo mercado é o retorno sobre o custo do investimento (*ri*). Da comparação deste com o *cc* é possível inferir se os empreendedores foram remunerados além do custo de capital por executarem os investimentos, ou se tiveram seus ganhos diluídos pela má avaliação do potencial dos negócios. Qual foi o *ri* do investimento corporativo brasileiro no período recente? Ele excedeu seu custo de financiamento?

Adicionalmente a um retorno do investimento agregado maior ou igual a seu custo de capital, espera-se, em um mercado eficiente, que ambas as taxas superem o referencial da taxa de juros sem risco como prêmio pelo risco. A realização das duas primeiras abaixo da última indica que os investimentos tiveram desempenho decepcionante, e que o mercado avalia seu futuro como de baixo potencial por causas diversas. Qual foi o padrão para o Brasil entre 1994 e 2008?

O objetivo deste trabalho é responder às perguntas acima, como forma de analisar o retorno realizado pelo investimento não financeiro no Brasil entre 1994 e 2008, um período que aliou crescimento baixo e mudanças fundamentais. Utilizando a metodologia proposta por Fama e French (1999), aprendemos adicionalmente como as empresas se financiaram e que estrutura de capital resultou desse processo.

Desde o pioneiro trabalho de Brito e Kantz (1980), que calcularam o custo de capital do setor elétrico brasileiro sob subsídios entre 1972 e 1976, são inúmeras as avaliações para companhias específicas, como Franceschini (1999) sobre o Banco do Estado de São Paulo (Banespa); para setores específicos, como Coutinho e Oliveira (2002) sobre as concessionárias de distribuição de energia elétrica; ou Serrano (2003) sobre o setor elétrico; para empresas sob regulação específica, como Sanvicente e Minardi (2003) e Camacho (2004); ou para formas de financiamento específicas como Tomazoni e Menezes (2002) sobre firmas de capital fechado. A prescrição-padrão nos livros-textos de finanças corporativas para o cálculo do custo de capital de uma empresa é estimar a média ponderada dos retornos esperados para os seus títulos, como mencionado em Brealey e Myers (2000), ou, com mais detalhe, em Pratt (2002). Essa abordagem é factível no contexto de uma empresa, já que a sua estrutura de capital e quanto ela paga pelos diferentes títulos que emite são do seu próprio conhecimento.

Este artigo difere dos anteriores ao calcular o custo de capital agregado da economia. Para o agregado corporativo, além da impossibilidade de se calcular retornos esperados para todos os ativos de colocação pública de diferentes classes e empresas, surgem dificuldades adicionais, tais como estimar quantidades e custos para dívidas de colocação privada e afins.

Isto posto, Fama e French (1999) sugerem uma abordagem diferente, em que o conjunto das empresas é tratado como um único projeto de investimento. Assim, calcula-se o seu custo geral de capital (cc) como a taxa interna de retorno (TIR) que iguala o total dos valores de mercado das empresas no início do período à soma dos valores presentes líquidos dos fluxos de caixa livres mais os valores de mercado do final do período. Para o retorno sobre o custo do investimento agregado (ri), calcula-se outra TIR sobre o valor contábil dos investimentos. O ri é a TIR que iguala o total dos valores contábeis iniciais das empresas à soma dos valores presentes líquidos dos fluxos de caixa livres mais os valores de mercado terminais.

Durante o período 1994-2008, um total de 520 empresas pertencentes a 18 setores econômicos transitaram pela amostra, com um valor de mercado anual médio em torno de 60% do Produto Interno Bruto (PIB) do respectivo ano. Em um ambiente de inflação média de 10,06% ao ano (a.a.) do Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM) da Fundação Getulio Vargas (FGV), os resultados encontrados indicaram um cc nominal de 15,45% contra um ri de 13,42% a.a.

Um ri de 1,76% a.a. abaixo do cc representa uma diluição dos ganhos dos empreendedores e reflete a baixa avaliação pelo mercado de negócios instalados numa economia que passava por anos de estagnação. Realizadas tais perdas, um custo real do capital de 4,89% a.a. parece, a princípio, uma remuneração razoável para padrões internacionais.

Contudo, tal conclusão deve depender da comparação com uma taxa referencial de juros nacional. Relativamente à TJLP, com média de 11,07% a.a. para o mesmo período, não parece fazer sentido o senso comum de que o elevado custo financeiro desincentiva o empreendimento não financeiro nacional. Mas comparado ao custo de oportunidade da SELIC, com média anual de 21,89%, evidencia-se o desapontamento com os retornos realizados no período.¹

Além da análise do agregado dos empreendimentos não financeiros, realizamos exercícios setoriais, que explicitaram diferenças de rentabilidade significativas. Por exemplo, excluindo setores de intensa participação estatal para melhor representar

1. A respeito do cc e do ri , não nos parece fácil fazer qualquer extrapolação para empresas menores e de capital fechado. Contudo, quanto à taxa referencial, parece razoável assumir que grandes empresas abertas, com mais acesso às fontes alternativas de financiamento, estejam relativamente mais próximas da TJLP, enquanto empresas menores de capital fechado estejam relativamente mais próximas da SELIC e, portanto, com custo de financiamento mais alto. Tal custo pode ser descontinuamente mais alto, a ponto de resultar em restrição de crédito, como estudado por Bruno Jr. (2007), aspecto que foge ao escopo deste trabalho. Tomazoni e Menezes (2002) estimam o custo do capital para firmas de capital fechado.

o investimento privado brasileiro, o *cc* cai para 10,86% e o *ri* sobe para 14,59%, indicando que o conjunto das corporações privadas não financeiras adicionou um valor em excesso ao seu custo de 3,36% a.a., porém ainda abaixo do custo de oportunidade da SELIC.

Tais medidas de *cc* e *ri* são sensíveis aos valores contábeis e de mercado iniciais, bem como ao preço de mercado final, sendo a sensibilidade decrescente com a extensão do período em análise. Cientes disso e mantendo o objetivo de analisar o período 1994-2008, também apresentamos o *cc* e o *ri* para diferentes anos iniciais e finais, como exame de robustez do resultado geral.

Embora sensíveis aos valores iniciais e finais, por se estenderem por vários anos e agregarem investimentos efetivados em diferentes fases do ciclo de negócios, *cc* e *ri* são menos sensíveis a flutuações que o tradicional *Q* de Tobin, o qual calcula a razão $Q = (\text{preço de mercado/valor contábil})$ num único ano.² Nesse sentido, enquanto o *Q* de Tobin avalia o retorno dos empreendimentos instalados sobre o custo naquele ano, as TIRs calculam os retornos médios realizados pelos investimentos efetivados entre as datas inicial e terminal analisadas.

Além das interessantes TIRs obtidas, no processo de cálculo destas aprende-se sobre a gestão financeira das corporações brasileiras. Pela agregação dos dados reconstitui-se um abrangente histórico sobre as decisões de estrutura de capital, investimento e financiamento do setor corporativo não financeiro brasileiro. Observa-se como o valor inicial das empresas, os investimentos feitos durante o período, os lucros obtidos e a avaliação final – fruto das expectativas dos investidores – se combinam para produzir o custo médio ponderado do capital da economia brasileira.

O trabalho segue dividido em cinco seções. Na seção 2 é descrita a metodologia utilizada, como são estimadas as TIRs mencionadas na introdução e quais as suas possíveis interpretações. A seção 3 descreve detalhadamente a amostra. A seção 4 apresenta os resultados obtidos e a análise dos mesmos em termos de estrutura de capital das empresas e da dinâmica de financiamento e investimento. A seção 5 analisa as TIRs reportadas, indicando alguns problemas encontrados nos cálculos e fazendo uma análise setorial da amostra. As conclusões são resumidas na seção 6.

2 METODOLOGIA DE TRABALHO

2.1 Estimando as taxas *cc* e *ri*

Como em Fama e French (1999), para estimar o custo do capital e o retorno do investimento corporativo no Brasil, as empresas do setor não financeiro listadas

2. Segundo Tobin (1969), um valor de mercado do capital instalado (preço de mercado) maior que o custo de reposição do capital (valor contábil) indica uma oportunidade lucrativa de expansão do negócio. Ver discussão sobre o *Q* de Tobin na seção 5.

em bolsa foram agregadas e tratadas como um único projeto de investimento. A partir desse projeto, o custo médio ponderado do capital (cc) e o retorno sobre o custo do investimento (ri) são calculados respectivamente como as TIRs sobre os valores de mercado e contábil. Algebricamente, cc e ri são as taxas que resolvem as equações abaixo:

$$IM_0 = \sum_{t=1}^T \frac{X_t - I_t}{(1 + cc)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{FS_t - FBV_t}{(1 + cc)^t} + \frac{TV_T}{(1 + cc)^T} \quad (1)$$

$$IC_0 = \sum_{t=1}^T \frac{X_t - I_t}{(1 + ri)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{FS_t - FBC_t}{(1 + ri)^t} + \frac{TV_T}{(1 + ri)^T} \quad (2)$$

onde: IM_0 é a soma dos valores de mercado das empresas preexistentes à data 0 de início da amostra, geralmente, dezembro de 1994; IC_0 é a soma dos valores contábeis das empresas existentes à data inicial; X_t é o lucro operacional após impostos, mas antes da dedução de depreciação e juros do ano t (*ano correspondente – ano de início da amostra*); I_t é o investimento bruto agregado (investimento líquido mais depreciação); $(X_t - I_t)$ representa o fluxo de caixa livre líquido, após depreciação, amortização e investimentos no ano t ; FS_t é o valor de mercado terminal das empresas que deixam a amostra no ano t ; FBV_t e FBC_t são, respectivamente, os valores de mercado inicial e contábil inicial das empresas que entram na amostra no ano t ; e TV_T é o valor de mercado terminal das empresas existentes no final do período de análise T (*último ano da amostra – ano de início da amostra*), geralmente, dezembro de 2008.

Observa-se que, para o cálculo do custo do capital (cc), o investimento inicial numa empresa é o seu valor de mercado quando ela entra na amostra (IM_0 ou FBV_t). Já para o cálculo do retorno do investimento (ri), utiliza-se o custo contábil dos ativos que ela traz para a amostra (IC_0 ou FBC_t). Além disso, seja para o cálculo de cc como de ri , são utilizados os mesmos fluxos de caixa livres líquidos anuais ($X_t - I_t$) e o mesmo valor terminal de mercado quando a empresa deixa amostra (FS_t), ou no ano final T da análise (TV_T).

À exceção de FS_t , FBV_t e FBC_t , as equações (1) e (2) se assemelham às equações de definição de TIR para um projeto de investimento. Ou seja, as TIRs a serem calculadas são aquelas que igualam a zero o valor presente líquido dos fluxos de caixa que entram e saem do agregado, com base nos valores de mercado ou contábeis. Os termos FS_t , FBV_t e FBC_t aparecem nas equações mencionadas porque para o projeto de investimento representado pelo agregado das empresas devemos computar aquelas firmas que entram e saem da amostra ao longo do período.

2.2 Interpretando as taxas cc e ri

A TIR no valor contábil (ri) é o retorno auferido pelas empresas sobre o custo inicial dos investimentos realizados. Ou seja, pode ser interpretada como o retorno de um empreendedor representativo que propõe todos os projetos da economia.

Já a TIR no valor de mercado (cc) tem três interpretações importantes, como mencionado por Fama e French (1999). É o retorno obtido por um investidor que adquire ações no mercado acionário quando elas entram na amostra (IM_0 e FBV_t), recebe ou cobre o fluxo de caixa enquanto as detém ($X_t - I_t$) e então as vende ao preço de mercado (FS_t e TV_T). Segundo, ela é uma estimativa do custo geral de capital para o agregado das empresas, pois é a taxa requerida pelo mercado para financiar o conjunto das operações e investimentos das empresas da amostra. Por fim, é também uma composição das taxas de retorno sobre o valor inicial de mercado de todos os títulos de todas as empresas, incluindo aqueles títulos emitidos após a entrada na amostra.

Para compreender a última interpretação, deve-se observar que o fluxo de entrada de caixa, igual à soma do lucro operacional (X_t) mais a emissão líquida de títulos (NS_t), deve coincidir com o fluxo de saída, igual à soma dos investimentos (I_t), dividendos (Div_t) e juros pagos (Int_t):

$$X_t + NS_t = I_t + Div_t + Int_t \quad (3)$$

Ou seja, o fluxo de caixa livre ($X_t - I_t$) é igual aos pagamentos efetuados aos acionistas menos a emissão líquida de títulos (NS_t):

$$X_t - I_t = Div_t + Int_t - NS_t \quad (4)$$

Substituindo (4) em (1) e rearranjando a equação, temos:

$$IM_0 = \sum_{t=1}^T \frac{Div_t + Int_t - NS_t}{(1 + cc)^t} + \sum_{t=1}^T \frac{FS_t - FBV_t}{(1 + cc)^t} + \frac{TV_T}{(1 + cc)^T} \quad (5)$$

A equação (5) ilustra como as emissões de títulos para financiar descasamentos nos fluxos de caixa entram no cálculo do custo de capital (cc).

Vale a pena mencionar que existe uma diferença entre o retorno sobre valor de mercado (cc) e o retorno da carteira de mercado ou de qualquer índice ponderado pelo valor de mercado das empresas. Como apontado por Fama e French (1999),

a abordagem da carteira de mercado realoca o valor corrente dos investimentos passados para acomodar novas ações emitidas e assim rolar o investimento ao longo do tempo. De forma distinta e capturando o que realmente acontece em termos de riqueza investida ou gerada, o retorno sobre o valor de mercado (cc) requer novos investimentos sempre que o lucro gerado for menor que o total investido pelas empresas, ou seja, X_t for menor que I_t . Essa necessidade de injeção de recursos ocorreu em alguns anos, como será observado na tabela 6, que descreve a evolução dos componentes dos fluxos de caixa.

3 AMOSTRA

Os dados das empresas incluídas nos cálculos das TIRs foram retirados da base de dados Economática seguindo os seguintes critérios: *i*) a empresa deve ter ações listadas na Bovespa; *ii*) não deve pertencer aos setores econômicos finanças, seguros e fundos; *iii*) deve ter quantidade de negócios anuais diferente de zero enquanto permanecer na amostra; e *iv*) deve possuir dados de balanço anuais para todos os anos em que fizer parte da amostra.

A firma entra na amostra no final do ano fiscal em que apresenta os primeiros dados contábeis e de mercado para as suas ações e deixa a amostra no último ano fiscal para o qual possui tais dados. Dessa forma, obteve-se um total de 520 diferentes companhias abertas entre dezembro de 1994 e dezembro de 2008, divididas em 18 setores, como mostrado na primeira coluna da tabela 5. O valor de mercado da amostra em 31 de dezembro de 2008 era de R\$ 1.611 bilhões, ou 56% do PIB daquele ano, havendo atingido um pico de R\$ 2.181,3 bilhões um ano antes, ou aproximadamente 85% do PIB de 2007.

A tabela 1 informa o número de empresas da amostra no início de cada ano, bem como o valor total do capital contábil no final de cada ano. Para os 15 anos estudados, o número médio foi de 253 empresas. O fluxo médio anual de empresas que saem da amostra foi igual a 13,66% do número total de firmas existentes no final do ano anterior, contra 13,15% de companhias novatas na amostra. As empresas que entraram e saíram da amostra eram tipicamente pequenas, respondendo por uma pequena fração dos ativos totais da amostra. Tal é evidenciado pela saída média anual equivalente a apenas 5,10% do valor total do capital contábil do final do ano correspondente, e entrada média anual equivalente a 4,62% do mesmo valor. Ambos os números foram bastante diferentes nos anos de intensa privatização. Por exemplo, também medidos como percentual do capital contábil total do final do ano correspondente, esses percentuais elevam-se para 15,5% de saída em 1997 e 18% de entrada em 1998.³

3. O percentual relativamente alto de empresas saindo em 2004 e retornando em 2005 deve-se, em parte, à mudança de nomenclatura da base Economática. Como as empresas de denominação alterada saem da amostra, por terem sua série interrompida, mas retornam com outro nome, tal mudança não impacta nas TIRs calculadas.

TABELA 1

Número de empresas e ativos totais da amostra do final de 1994 ao final de 2008

Ano	Número de empresas			Valor do capital contábil		
	Total no final do ano	Que entram na amostra (%)	Que saem da amostra (%)	Total no final do ano (R\$ bilhões)	Que entram na amostra (%)	Que saem da amostra (%)
1994	235			257,3		
1995	243	7,20	5,50	329,0	2,10	0,40
1996	251	8,60	13,60	357,9	2,80	2,60
1997	239	8,40	16,30	383,6	4,00	15,50
1998	247	20,50	8,80	409,1	18,00	2,00
1999	283	23,10	19,80	473,3	4,70	7,90
2000	260	9,20	9,90	511,3	3,50	4,00
2001	257	9,60	16,20	560,5	4,30	1,80
2002	231	6,20	7,40	639,7	2,40	1,40
2003	250	16,50	12,60	689,3	1,80	2,70
2004	244	9,20	26,50	725,0	2,30	18,03
2005	241	18,85	22,13	839,8	8,16	7,89
2006	253	17,84	12,86	989,3	2,85	2,66
2007	302	25,30	5,93	1.106,5	5,57	2,75
2008	276	3,64	12,25	1.397,6	2,24	1,73
Média	253	13,15	13,66	672,3	4,62	5,10

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: O capital contábil (*book capital*) é a soma dos itens do passivo que pagam juros explicitamente com a participação dos acionistas minoritários e com o patrimônio líquido. Portanto, foram somados, dos balanços das empresas, os itens: financiamento de curto e de longo prazos; debêntures de curto e de longo prazos, a pagar a controladas de curto e de longo prazos; e dividendos a pagar com a participação dos acionistas minoritários e com o patrimônio líquido.

Uma empresa entra na amostra no final do ano fiscal em que se têm os primeiros dados de balanço e de mercado para suas ações e deixa a amostra no final do ano fiscal em que se têm os mesmos dados por último.

Observa-se ainda que o capital contábil nominal agregado cresceu em média 12,85% a.a., valor pouco superior ao do IGPM-FGV médio de 10,06%, evidenciando que o agregado apresentou pequeno crescimento real médio de 2,53% a.a.

O quadro a seguir resume como os itens do balanço-padrão Comissão de Valores Mobiliários (CVM), constantes na base de dados Economatica, foram utilizados para computar as variáveis do estudo. Faz também uma comparação entre estas e as variáveis utilizadas por Fama e French (1999), calculadas a partir de balanços tipo US GAAP, listados na base de dados Compustat e mantidas pelo Center for Research in Security Prices (CRSP).

Relações entre os itens de balanço utilizados por Fama e French (1999) e aqueles utilizados neste trabalho

Descrição do item	Fama e French (1999)	Presente trabalho
Base de dados utilizada	Compustat database	Economática (<i>software</i>)
Tipo de balanço corporativo	US GAAP	CVM
Amostra	<i>All SIC codes except 6000-6999</i>	Todas as empresas listadas na Bovespa menos finanças e seguros e fundos
<i>Book capital</i> ou capital contábil	<i>LTD + STD + EQUITY</i>	Dívida de longo prazo + dívida de curto prazo + participação dos acionistas minoritários + patrimônio líquido
LTD ou dívida de longo prazo	Item 9 da Compustat	Financiamento LP + debêntures
STD ou dívida de curto prazo	Item 34 da Compustat (<i>debt in current liabilities</i>)	LP + a pagar a controladas LP, na Economática
<i>Equity</i> ou patrimônio líquido	<i>Book equity</i> = item 6 (<i>total assets</i>) – item 181 (<i>total liabilities</i>) + item 35 (<i>balance sheet deferred taxes and investment tax credits</i>) se disponível	Financiamento CP + debêntures CP + a pagar a controladas CP + dividendos a pagar CP, na Economática
<i>Market capital</i> ou capital a mercado	<i>Market value of common stock + book value of LTD, STD and preferred stock</i>	Participação dos acionistas minoritários + patrimônio líquido, na Economática
<i>Market value</i> ou valor de mercado	Item 199 (<i>stock price</i>) vezes item 25 (<i>shares outstanding</i>)	Valor de mercado + dívida de longo prazo + dívida de curto prazo
<i>Book value of preferred stock</i>	Item 56 ou item 10 ou item 130 nessa ordem de prioridade	Valor de mercado na Economática
<i>Earnings before interest and taxes</i> ou lucro operacional EBIT (Y_t)	Item 18 (<i>income before extraordinary items</i>) + item 48 (<i>extraordinary items and discontinued operations</i>) + item 15 (<i>interest expense</i>) + item 50 (<i>income statement deferred taxes</i>)	Não é contabilizado como dívida no Brasil e entra no valor de mercado na Economática
<i>Depreciation</i> ou depreciação (Dp_t)	Item 14 (<i>depreciation expense</i>)	Lucro operacional EBIT da Economática
<i>Interest expense</i> ou despesa com juros (Int_t)	Item 15 (<i>interest expense</i>)	Depreciação e amortização Ex na Economática
<i>Investment</i> ou investimento (I_t)	Mudança de <i>book capital</i> de $t - 1$ para t mais depreciação em t	JuSPLi na Economática
<i>Dividend</i> ou dividendo (Div_t)	Item 21 + item 19 (<i>sum of dividends paid on common and preferred stock</i>)	Mudança de <i>book capital</i> de $t - 1$ para t mais depreciação em t
		Dividendos na Economática

Fonte: Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS E ANÁLISE

4.1 Avaliação da estrutura do capital

A tabela 2 descreve a estrutura de capital agregada anual para todas as empresas da amostra divididas em três categorias. No painel 2.A, as empresas que estão na amostra no ano t e que também estavam na amostra no ano anterior, $t - 1$. No painel 2.B, as empresas que entram na amostra no ano t e, por isso, têm t como ano inicial. Por último, no painel 2.C, as empresas que deixam a amostra no ano t e o têm como ano final.

TABELA 2

Estrutura de capital do agregado das empresas da amostra do final de 1994 ao final de 2008

Ano	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Média
2.A – Empresas na amostra no ano dado e que também estavam na amostra no ano anterior																
Capital	178,7	174,5	268,3	331,1	250,7	499,7	502,9	536,0	629,5	849,8	987,7	1105,4	1509,6	2036,7	1575,4	762,4
% em ações	68,80	60,20	62,70	68,40	51,00	66,70	60,60	55,00	48,30	60,20	66,85	72,56	74,89	81,22	63,36	64,05
% em LTD	18,70	24,00	21,30	17,70	27,50	19,00	23,80	28,70	33,20	25,20	22,14	18,59	18,12	13,39	26,54	22,53
% em STD	12,50	15,80	16,00	13,90	21,50	14,30	15,60	16,30	18,50	14,60	11,01	8,85	6,99	5,39	10,10	13,42
2.B – Empresas que entram na amostra no ano (ano inicial)																
Capital		4,5	11,0	12,4	50,3	24,2	17,8	27,8	13,0	11,2	50,5	97,5	56,3	144,4	35,6	39,7
% em ações		56,80	83,30	61,30	68,90	59,40	28,00	64,20	18,10	49,10	74,62	66,74	81,25	86,19	65,23	61,65
% em LTD		26,60	9,40	23,60	18,10	26,20	56,80	16,90	28,50	28,20	16,67	21,24	12,29	8,16	23,20	22,56
% em STD		16,50	7,30	15,10	13,00	14,30	15,30	18,90	53,40	22,70	8,71	12,02	6,45	5,66	11,57	15,78
2.C – Empresas que saem da amostra no ano (ano final)																
Capital	0,6	0,8	6,4	61,4	6,9	36,6	17,7	10,6	8,9	21,6	98,3	60,1	50,2	52,0		30,9
% em ações	64,50	25,60	41,30	84,20	42,90	70,60	62,30	48,60	47,00	61,30	62,25	74,84	77,64	82,65		60,41
% em LTD	11,90	25,80	31,70	8,90	24,30	16,20	24,30	25,80	26,50	23,20	23,04	14,40	14,04	8,61		19,91
% em STD	23,60	48,70	27,00	6,90	32,90	13,20	13,40	25,60	26,60	15,50	14,72	10,76	8,32	8,74		19,71

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: Esta tabela mostra as participações percentuais de cada classe do passivo no capital a mercado ou *market capital* do agregado de empresas que compõem a amostra.

O *market capital* de uma empresa é a soma do seu *market value* com os itens do passivo que pagam juros explicitamente, que são divididos em passivos de curto (STD) e de longo prazos (LTD). O *market value* ou valor de mercado (ações na tabela 2) é obtido multiplicando-se o número de ações emitidas pela sua cotação de mercado. Assim, o *market capital* é a soma dos valores dos itens: financiamento de curto e de longo prazos, debêntures de curto e de longo prazos, a pagar a controladas de curto e de longo prazos e dividendos a pagar, com o número de ações emitidas multiplicado pela sua cotação de mercado na data.

Na média, 64,05% do capital agregado a valor de mercado (*market capital*) é composto por ações das mais variadas classes, 22,53% por dívida de longo prazo – *long-term debt* (LTD) – 13,42% por dívida de curto prazo – *short-term debt* (STD). Essas proporções diferem das encontradas por Fama e French (1999) para o mercado americano entre 1974 e 1996, onde havia um maior percentual de ações (68,48%) e menor de dívida de curto prazo (6,53%). Ao que tudo indica, como sugerido

em Brito e Lima (2005), os custos envolvidos na abertura de capital, somados ao baixo grau de proteção ao acionista minoritário e às constantes incertezas político-econômicas do período, desestimularam as emissões de ações e debêntures, que foram preteridas relativamente ao endividamento de curto prazo.

A participação das ações oscilou entre números da ordem de 50% nos anos de crise, quando o valor de mercado das ações tende a diminuir, como em 1998 e 2002, e 80% nos anos de maior otimismo econômico, quando o valor das mesmas tende a subir, como em 1994, 1997 e 2005-2007. Por outro lado, as empresas parecem ajustar essas proporções ao longo do tempo, reagindo às situações conjunturais de financiamento e às perspectivas econômicas. Como descrito em Baker e Wurgler (2002), as empresas tomam suas decisões de financiamento visando maximizar a riqueza do acionista e optam pelos fundos momentaneamente mais baratos. Evidência também documentada para o Brasil por Nakamura (1992). Para o período estudado, o empréstimo bancário parece ser a fonte priorizada, confirmando Brito e Lima (2005).

Essas proporções médias se repetem aproximadamente nas empresas que entraram e saíram da amostra, mas as oscilações anuais são bem maiores. As diferenças anuais mais interessantes na estrutura de capital das empresas aparecem naquelas que deixam a amostra. Nessa categoria estão as empresas que faliram, fundiram-se ou foram adquiridas. Dada a falência mais provável de empresas menores e que apresentam baixo valor de mercado, observa-se que em anos difíceis, como o de 1995, quando o número de falências aumenta, a participação das ações no capital das empresas que saem é de apenas 25,6%, contra 60,41% de média nos 14 anos analisados. Por outro lado, nas aquisições, como em privatizações, onde o controle das empresas é vendido com ágio sobre o valor de mercado, a participação das ações na estrutura de capital das empresas que saem salta para valores como o de 84,2% do ano de 1997. Porém, essas oscilações não chegam a afetar a amostra como um todo. Como calculado a partir da tabela 2, a média das razões anuais entre os valores de mercado das empresas novatas e veteranas remanescentes é de apenas 5,32% e a mesma razão média para as firmas que saem é igual a 4,46%, incluído o triênio 1997-1999, que eleva esta última pela ocorrência das privatizações.

Para o cálculo das TIRs sobre o custo de mercado (cc) e sobre o custo contábil (rz) são necessárias estimativas dos valores iniciais de mercado e contábil de cada empresa, bem como seus valores terminais. A tabela 2 mostra que 68,8% do valor inicial e 63,36% do valor terminal são compostos por ações, onde o erro de apreçamento é muito pequeno. Por outro lado, valores contábeis são utilizados como aproximações para os valores das dívidas de longo e de curto prazos das empresas (LTD e STD). Levando em consideração que as diferenças entre os valores contábeis e de mercado para as dívidas de curto prazo são pequenas no caso do Brasil, pode-se afirmar, pela tabela 2, que 73,46% do valor terminal e 81,3% do valor inicial estão livres de erros de avaliação ou apreçamento. Mais ainda, as empresas que

entram na amostra tendem a ter os seus passivos bem avaliados e, portanto, o valor contábil das dívidas das mesmas é uma boa estimativa do seu valor de mercado, reforçando os percentuais citados. O mesmo pode ser dito para as empresas que deixam a amostra por fusão ou por aquisição. Como observaram Fama e French (1999), o problema parece residir nas empresas que deixam a amostra por falência ou similares. Mas, dado que na amostra em geral esses processos ocorreram com empresas pequenas, as estimativas utilizadas para valor de mercado inicial e terminal não parecem comprometer o cálculo das TIRs.

Resumindo, em relação ao agregado, as estimativas de valor de mercado para os valores iniciais e terminais das empresas provavelmente são boas, bem como os fluxos de caixa. Mais crítica é a utilização do valor contábil da dívida para o cálculo do custo do capital (cc), aproximação inevitável, devido à quase inexistência de um mercado secundário de títulos referenciados corporativos. Outra fragilidade refere-se às estimativas contábeis de custo de entrada dos ativos, o que será discutido na seção 5.

4.2 A dinâmica das decisões de financiamento e de investimento

A evolução da estrutura de capital apresentada na tabela 2 é resultado das respostas das empresas às restrições temporais de caixa. Assim, examinando os componentes dos fluxos, podem-se obter perspectivas adicionais de como as empresas se financiam. A tabela 3 resume os componentes dos fluxos de entrada e de saída presentes na equação a seguir:

$$Y_t + Dp_t + dS_t + dLTD_t + dSTD_t = I_t + Div_t + Int_t \quad (6)$$

onde, entre os fluxos de entrada: Y_t é igual ao lucro operacional – *earnings before interest and taxes (EBIT)* – no ano t , ou lucro antes do pagamento de juros, impostos diferidos, itens extraordinários e operações descontinuadas; Dp_t é a depreciação no ano t (ou seja, $Y_t + Dp_t = X_t$); dS_t é o resultado líquido da emissão e da recompra de ações no ano t ; $dLTD_t + dSTD_t$ é o resultado líquido da emissão e do cancelamento das dívidas de longo e de curto prazos no ano t . Dentre os fluxos de saída: I_t é o investimento bruto ou a variação do capital contábil das empresas do ano $t - 1$ para o ano t , mais a depreciação no ano t ; Div_t é a soma dos dividendos pagos por todas as classes de ações das empresas no ano t ; Int_t é a soma dos juros sobre o capital pagos pelas empresas no ano t .

Observa-se na tabela 3 que o investimento feito pelas empresas já estabelecidas (incluindo a aquisição de ativos através de fusões com empresas pertencentes à amostra) é, na média, próximo ao seu lucro operacional. Como proporção do capital contábil, o investimento bruto (I_t) médio é de 17,75% enquanto o lucro operacional ($X_t = Y_t + Dp_t$) médio equivale a 18,34%. Portanto, em média, os fundos gerados internamente foram suficientes para cobrir os investimentos feitos e parecem ser a primeira fonte de financiamento utilizada, como observado por Brito e Lima (2005).

TABELA 3
Fluxos de caixa anuais da amostra agregada em percentuais do início do ano

Ano	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Média
I_t	34,80	14,10	12,30	12,00	22,80	14,10	16,30	21,80	14,60	12,00	12,99	20,78	13,65	23,16	17,53
Div_t	1,50	1,70	2,30	2,50	2,40	3,00	4,10	2,50	4,00	5,10	6,00	4,57	4,71	3,17	3,40
Int_t	0,00	0,00	1,10	1,50	1,50	0,90	0,70	0,40	0,60	0,70	0,74	0,40	0,36	0,24	0,65
Y_t	2,20	5,30	6,90	7,50	9,70	12,90	13,80	13,90	18,00	21,20	17,64	14,55	14,76	12,55	12,21
Dp_t	6,90	5,30	5,10	5,40	7,10	6,10	6,70	7,70	6,80	6,80	5,26	5,48	5,56	5,67	6,13
$dSTD_t$	2,10	4,70	0,90	2,00	4,30	1,40	1,80	5,20	1,20	-2,50	-0,41	-0,04	0,84	3,31	1,77
$dLTD_t$	3,30	4,60	0,40	2,70	6,30	5,30	6,60	9,90	0,80	0,10	0,05	5,64	0,40	10,38	4,03
dS_t	21,90	-4,10	2,40	-1,60	-0,70	-7,70	-7,80	-11,90	-7,70	-7,80	-2,82	0,12	-2,84	-5,34	-2,56

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: O investimento I_t é a variação no capital contábil do ano $t-1$ para o ano t , mais a depreciação no ano t , Dp_t . Div_t é a soma dos dividendos pagos por todas as classes de ações. A despesa com juros Int_t representa os juros pagos no ano t . Y_t é o lucro operacional EBIT no ano t ou o lucro antes do pagamento de juros, taxas, diferidas, itens extraordinários e operações descontinuadas no ano t ($Y_t = Y_t + Dp_t$). Dp_t é a depreciação no ano t . $dSTD_t$ é a variação dos valores dos passivos de curto prazo que pagam juros explicitamente, ou seja, dos itens financiamento de curto prazo, debêntures de curto prazo, a pagar a controladas de curto prazo e dividendos a pagar. $dLTD_t$ é a variação dos valores dos passivos de longo prazo que pagam juros explicitamente, ou seja, dos itens financiamento de longo prazo, debêntures de longo prazo e a pagar a controladas de longo prazo. dS_t é o fluxo líquido da emissão e recompra de ações.

Igualando os fluxos de caixa de entrada e de saída na amostra, temos, portanto:

$$Y_t + Dp_t + dS_t + dLTD_t + dSTD_t = I_t + Div_t + Int_t$$

ou:

$$dS_t = I_t + Div_t + Int_t - Y_t - Dp_t - dLTD_t - dSTD_t$$

balançando a identidade de fluxos de caixa no agregado.

Nota-se, também, que as empresas fazem pagamentos substanciais aos detentores de seus títulos. Os pagamentos anuais médios de dividendos e juros sobre capital correspondem, respectivamente, a 3,4% e 0,65% do capital contábil agregado. Assim, os dividendos e juros sobre o capital consomem juntos quase 22,08% do lucro operacional médio. Como observado por Brito, Lima e Silva (2009), há uma elevação de patamar na remuneração direta ($Div_t + Int_t$) após 1996, devido a uma alteração na estrutura tributária que passou a favorecer este tipo de renda do capital.

Por outro lado, uma incerteza consideravelmente alta quanto à disponibilidade futura de fundos para custeio e investimento parece fazer com que as empresas comprometam uma parcela relativamente menor do lucro operacional agregado com pagamentos aos acionistas, quando comparada ao valor encontrado por Fama e French (1999) para as empresas americanas. Lá, as empresas comprometem em torno de 40% do lucro operacional com esses pagamentos.

O agregado de empresas não financeiras brasileiras emite títulos regularmente, mas essas emissões não priorizaram ações. O baixo preço médio das ações no mercado local durante a maioria dos anos estudados, gerado por inúmeros fatores, motivou uma recompra consistente de ações até 2004, que resultou numa taxa média anual de recompra de 2,56% do capital contábil. Como padrão de comparação, Fama e French (1999) reportam que as empresas americanas efetuaram uma emissão média de 0,81% do capital contábil no período 1987-1996.

A diferença entre o lucro operacional e a saída de recursos para investimento e remuneração é então coberta pela emissão de dívidas de curto e de longo prazos, a taxas médias anuais, respectivamente, de 1,77% e 4,03% do capital contábil. Precisamente, o fluxo de saída ($I_t + Div_t + Int_t$) corresponde, em média, a 21,58% do capital contábil anual entre 1994 e 2008, e o lucro operacional ($X_t = Y_t + Dp_t$) a 18,34% do mesmo. Como as empresas têm recomprado em média 2,56% do capital contábil ao ano em ações, as emissões de dívida responderam por 5,8% do mesmo, divididos em 1,77% e 4,03%, respectivamente, para curto e longo prazos, como mencionado anteriormente. Portanto, o aumento da dívida de longo prazo tem sido responsável em média por mais de 69,5% da necessidade extra de caixa, gerada pela diferença entre o lucro operacional e os investimentos e pagamentos feitos aos detentores de títulos, sendo o restante coberto pela dívida de curto prazo.

A tabela 4 traduz mais diretamente como as empresas da amostra financiaram seus investimentos. Nela, o financiamento do investimento (I_t) está dividido entre fundos gerados internamente ($RCE_t = Y_t + Dp_t - Div_t - Int_t$) e financiamento externo ($dS_t + dLTD_t + dSTD_t$), que corresponde à emissão líquida de ações, dívida de longo e de curto prazos, conforme mostra a equação (7).

$$I_t = RCE_t + dS_t + dLTD_t + dSTD_t \quad (7)$$

TABELA 4
Investimento anual e formas de financiamento em percentuais do capital contábil do início de cada ano

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Média
Número de firmas	235	243	251	239	247	283	260	257	231	250	244	241	253	302	253
Capital (R\$ bilhões)	257,3	329,0	357,9	383,6	409,1	473,3	511,3	560,5	639,7	689,3	725,0	839,8	989,3	1106,5	
I_t (%)	34,80	14,10	12,30	12,00	22,80	14,10	16,30	21,80	14,60	12,00	12,99	20,78	13,65	23,16	17,75
RCE_t (%)	7,60	8,90	8,60	8,90	12,90	15,10	15,70	18,70	20,30	22,30	16,16	15,06	15,25	14,81	14,53
dS_t (%)	21,90	-4,10	2,40	-1,60	-0,70	-7,70	-7,80	-11,90	-7,70	-7,80	-2,82	0,12	-2,84	-5,34	-2,56
$dSTD_t$ (%)	2,10	4,70	0,90	2,00	4,30	1,40	1,80	5,20	1,20	-2,50	-0,41	-0,04	0,84	3,31	1,77
$dLTD_t$ (%)	3,30	4,60	0,40	2,70	6,30	5,30	6,60	9,90	0,80	0,10	0,05	5,64	0,40	10,38	4,03

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: RCE_t é a soma do lucro operacional EBIT no ano t (ou o lucro antes do pagamento de juros, taxas devidas, itens extraordinários e operações descontinuadas no ano t) com a depreciação do mesmo ano Dp_t , menos a soma dos dividendos pagos por todas as classes de ações Div_t e menos os juros pagos no ano t , Int_t . O investimento I_t é a variação no capital contábil do ano $t - 1$ para o ano t , mais a depreciação Dp_t . $dSTD_t$ é a variação dos valores dos passivos de curto prazo que pagam juros explicitamente, ou seja, dos itens financiamento de curto prazo, debêntures de curto, a pagar a controladas de curto prazo e dividendos a pagar. $dLTD_t$ é a variação dos valores dos passivos de longo prazo que pagam juros explicitamente, ou seja, dos itens financiamento de longo prazo, debêntures de longo prazo e a pagar a controladas de longo prazo. dS_t é o fluxo líquido da emissão e recompra de ações.

Assim:

$$I_t = RCE_t + dS_t + dLTD_t + dSTD_t$$

ou:

$$dS_t = I_t - RCE_t - dLTD_t - dSTD_t, \text{ balanceando a identidade de fluxos de caixa no agregado.}$$

O investimento agregado representou em média 17,75% do capital contábil anual entre 1994 e 2008, enquanto a geração interna de fundos – *retained cash earnings* (RCE) –, apenas 14,53%. Assim, depois de pagos os dividendos e os juros sobre capital, a RCE foi responsável por 81,86% dos recursos investidos pelas empresas do agregado. Como a emissão líquida de ações foi negativa, pois o agregado das empresas recomprou suas ações à média anual de 2,56% do capital contábil de início de ano, o investimento total ($I_t - dS_t$) médio anual foi de 20,32% do capital contábil. Ou seja, o aumento total da dívida (5,81% do capital contábil) foi responsável por 28,57% do investimento total, dos quais 69,47% foram cobertos pela emissão de títulos de longo prazo, à taxa média de 4,03% do capital contábil.

Apesar de não estar explicitamente calculada na tabela 4, a emissão de novas ações não apresentou elevada correlação com o investimento. Por outro lado, a correlação entre o investimento e a RCE ficou em 0,76. A fonte de financiamento que apresentou maior correlação com o investimento foi a dívida de longo prazo, igual a 0,84. Para a dívida de curto prazo, a correlação com o investimento ficou em 0,51, menor que a calculada para a RCE. Tais correlações sugerem que a dívida, em especial a de longo prazo, e a geração própria de fundos desempenham um papel importante na acomodação das variações anuais do investimento, fenômeno também observado em Silva e Brito (2005).

5 AS TAXAS INTERNAS DE RETORNO

A tabela 5 mostra as estimativas das taxas anuais de custo do capital (cc) igual a 15,45% e de retorno sobre o custo do investimento (ri) igual a 13,42% para o agregado das empresas durante o período 1994-2008, quando as médias anuais das taxas SELIC e TJLP foram de, respectivamente, 21,89% e 11,07%. Tais valores implicam que o investimento em empreendimentos arriscados não apenas foi superado pelo referencial SELIC, mas ainda resultou numa diluição média para os empreendedores de 1,76% a.a.⁴

Se esses resultados confirmam o período adverso para o setor corporativo não financeiro brasileiro, é importante qualificar a evidência com a observação de que tal não se deveu ao elevado custo real do capital, igual a razoáveis 4,89% a.a. após descontar uma taxa de inflação anual média de 10,06%.⁵ A causa da decepção dos empreendedores foi o baixo retorno real realizado sobre o custo do investimento, de apenas 3,05% a.a.

4. Por uma abordagem que testa a eficiência em termos de retorno/risco de alguns índices do mercado acionário brasileiro, Hagler e Brito (2007) também mostram que o retorno agregado das companhias abertas brasileiras ficou abaixo da SELIC na década pós-Plano Real.

5. Sendo nossa amostra composta por companhias não financeiras listadas na Bovespa, com algum acesso a recursos ao custo TJLP, outro referencial para o custo do financiamento externo seria a média entre SELIC e TJLP, igual a 16,36% a.a. em termos nominais, ou 5,72% a.a. em termos reais. Portanto, ligeiramente superior à taxa de cc real.

Além das TIRs para o agregado, a tabela 5 também apresenta as TIRs calculadas para cada um dos 18 setores econômicos envolvidos na amostra, reforçando que o desempenho do período decepcionou e que as expectativas de retorno futuros dos investimentos permaneceram pessimistas para a maioria dos setores. Dentre os setores, lê-se que sete das 18 TIRs sobre o valor contábil (r) são menores que as suas respectivas TIRs sobre o valor de mercado (cc), e outros três setores apresentam ri nominal médio inferior à inflação. Apenas quatro setores resultam em ris maiores que a taxa SELIC: agro e pesca, petróleo e gás, transporte e serviços e veículos e peças. Como petróleo e gás teve cc maior que ri e os outros três setores têm pequena importância relativa, com participação em torno de 5% do capital total, caracteriza-se o quadro geral de baixos rendimentos para o investimento efetuado.

TABELA 5

Taxas internas de retorno cc e ri do agregado e para os 18 setores no período 1994-2008

Setor	Número de empresas	Retorno do investimento (ri – % a.a.)	Custo do capital (cc – % a.a.)	Valor adicionado (% a.a.)
Agro e pesca	5	41,21	-5,74	49,80
Alimentos e bebidas	43	16,61	15,50	0,96
Comércio	20	17,16	6,66	9,84
Construção	37	-8,19	-46,58	-
Eletroeletrônicos	21	15,08	11,58	3,13
Energia elétrica	51	6,18	11,65	-4,90
Máquinas industriais	16	13,55	10,31	2,94
Mineração	5	21,85	22,30	-0,37
Minerais não metálicos	7	10,95	6,35	4,33
Outros	91	-0,29	-7,06	-
Papel e celulose	12	8,09	9,48	-1,27
Petróleo e gás	12	24,69	26,27	-1,25
Química	42	10,84	12,74	-1,69
Siderurgia e metalurgia	46	15,92	18,30	-2,02
Telecomunicações	37	10,77	15,52	-4,11
Têxtil	36	3,92	0,76	3,13
Transporte e serviços	15	27,71	14,23	11,80
Veículos e peças	24	22,22	16,15	5,23
Agregado	520	13,42	15,45	-1,76

Fonte: Estimativas dos autores.

Nota: A TIR no valor de mercado – custo de capital (cc) – é uma estimativa do retorno do investimento corporativo, em que as empresas são adquiridas pelo seu valor de mercado quando entram na amostra e vendidas também a mercado no final do período (em dezembro de 2008) ou quando deixam a amostra. A TIR no valor contábil – retorno sobre o custo do investimento (ri) – assume que os ativos são adquiridos pelo seu valor contábil. As TIRs são definidas pelas equações (1) e (2). Valor adicionado é a diferença entre ri e cc : $va = ((1 + ri)/(1 + cc)) - 1$.

Na amostra estudada, o setor de energia elétrica, maior setor individual com participação média de aproximadamente 20% do valor de mercado total, é um dos que apresentam menor valor adicionado anual sobre o custo do capital ($-4,90\%$). O setor apresenta ainda um dos mais baixos *ris*, que é de apenas 6,18% contra os 13,42% do agregado. O *cc* de 11,65% é comparável ao trabalho de Serrano (2003), que estima o custo do capital próprio do setor para o período 1995-2003 em 19,73% a.a. O baixo valor de *ri*, quando comparado a *cc*, deve-se ao alto valor contábil de entrada (IC_0) do setor, bastante superior ao seu valor inicial de mercado (IM_0). Aparentemente o mercado avaliava que os investimentos feitos no setor antes de 1994 foram caros e não trariam um retorno condizente com seu custo, ou que a conjuntura econômica não trazia boas perspectivas para o mesmo, por isso negociando-os a um baixo Q de Tobin.

A importância do setor de telecomunicações flutuou entre 15% e 10% do valor de mercado agregado. Neste, 29 das 37 empresas que passaram pela amostra estiveram envolvidas no processo de privatização que terminou em 1998. O *cc* médio do setor, igual a 15,52%, está próximo do agregado (igual a 15,45% a.a.) e comparável aos de Sanvicente e Minardi (1999) para Telebrás, que variaram entre 13,80% e 19,38% em dólares americanos, dependendo da metodologia utilizada, para um período anterior a 1999.

A Petrobras, suas subsidiárias e empresas que orbitam no seu entorno respondem por quase 100% dos ativos dos setores de petróleo e gás e químico que, somados, representam aproximadamente 20% do valor de mercado agregado em média. Observando-se a tabela 5, nota-se que o setor petróleo e gás apresenta um dos maiores custos de capital total anual (quase 26,27% no período) e também um dos maiores retornos do investimento (24,69%). A recente escalada dos preços do petróleo e dos seus derivados no mercado internacional, que os levou a atingir picos históricos, e o crescimento da produção sustentado ao longo do período, elevaram os preços das suas ações, resultando num retorno anual do investimento (*ri*) quase 11% superior ao retorno auferido pelo agregado, e um dos poucos a superar a SELIC.

O setor siderúrgico e metalúrgico, com participação média em torno de 10% do valor de mercado agregado, também merece análise. Apenas recentemente, após um longo processo de privatizações, desatou-se o nó de participações cruzadas que envolviam as grandes siderúrgicas do país e que concentravam a maior parte dos ativos do setor. As privatizações, o preço elevado do aço e os investimentos realizados nos últimos anos na modernização das plantas e dos processos produtivos ajudaram a elevar o *ri* para acima da média do agregado corporativo (15,92% contra 13,42% do agregado). Não obstante o *ri* acima da média, um *cc* de 18,30% fez com que o setor ainda apresentasse valor adicionado sobre o custo negativo ($-2,02\%$), diluindo os ganhos dos empreendedores.

Uma vez que os investimentos em eletricidade, telecomunicações, petroquímica e siderurgia foram, em grande medida, decididos pelo estado, seguindo uma estratégia de desenvolvimento nacional, pode-se questionar se o objetivo era de geração de valor diretamente nestes, ou indiretamente noutros setores pela melhoria geral do ambiente produtivo. Mas, seguindo essa linha de argumento, de investimentos para o desenvolvimento nacional, deve-se tentar verificar os benefícios de tais empreendimentos noutra dimensão que não a econômico-financeira, uma vez que, mesmo do ponto de vista do agregado total, o excesso de retorno sobre o custo permaneceu negativo.

A constatação do mau resultado do empreendedor estatal suscita o interesse sobre o valor adicionado pelo investimento de controle privado. A tabela 6.B refaz as contas da tabela 6.A, excluindo as empresas que tiveram significativa participação estatal (ver nota da tabela 6.B) e a tabela 6.C apresenta as mesmas contas apenas para as companhias originalmente estatais excluídas da tabela 6.B. Ou seja, nas tabelas 6.B e 6.C observam-se, respectivamente, os valores gerados pelo investimento privado de controle privado e originalmente estatal em empreendimentos não financeiros. Como ilustração da importância relativa de cada um, por exemplo, no ano de 2004, o agregado privado possuía 77,3% das empresas e valor de mercado do capital igual a 39,2% do valor total, enquanto o agregado público possuía 22,7% das empresas e tinha 60,8% do capital a mercado. Ou seja, apesar de em maior número, as empresas de controle privado eram menores em média que as de controle público.

Na tabela 6.B, o conjunto dos empreendimentos privados não financeiros teve um *cc* de 10,86% e um *ri* de 14,59%. O que significa que o empreendimento privado adicionou um valor médio em relação ao seu custo de 3,36% a.a. entre 1994 e 2008. Já os empreendimentos públicos, apresentados na tabela 6.C, tiveram um *cc* médio consideravelmente mais alto de 17,88% e um *ri* de 12,92%, o que significa que o Estado teve o seu ganho como empreendedor diluído em -4,21% a.a. em média. Como o *cc* do setor estatal foi muito maior que o do setor privado, tem-se a evidência de que o mercado avaliou o investimento originalmente estatal como menos eficaz ou mais arriscado que o privado, por isso descontando mais os seus ativos.

Na comparação entre os empreendedores privado e público, pode-se argumentar que as empresas estatais tenham uma propensão a superavaliar os ativos reportados no balanço, enquanto as empresas privadas podem estar subavaliando seus ativos para pagar menos impostos. Se isso de fato ocorreu, abstraindo outras questões contábeis, a verdadeira diferença seria menor que a apontada acima, pois o *ri* das públicas estaria subestimado e o *ri* das privadas superestimado. Ou seja, tais valores deveriam ser interpretados, respectivamente, como o limite inferior e superior para o *ri* não financeiro nacional durante o período.

TABELA 6

Componentes dos fluxos de caixa livres (em R\$ bilhões), custo médio ponderado de capital (cc) e retorno sobre o custo do investimento (ri) para o agregado total e para alguns subconjuntos (em R\$ bilhões)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
6.A – Agregado de todas as empresas não financeiras (520 empresas não financeiras)															
Número de firmas	235	243	251	239	247	283	260	257	231	250	244	241	253	302	276
VM	178,7	174,5	268,3	331,1	250,7	499,7	502,9	536,0	629,5	849,8	991,3	1202,9	1565,8	2181,1	1611,0
VC	257,3	329,0	357,9	383,6	409,1	473,3	511,3	560,5	639,7	689,3	725,0	839,8	989,3	1106,5	1397,6
Q de Tobin	0,69	0,53	0,75	0,86	0,61	1,06	0,98	0,96	0,98	1,23	1,37	1,43	1,58	1,97	1,15
IM_0	178,7							$FS_t - FBV_t$							TV_{2008}
cc (%)	15,45														
IC_0	257,3														
ri (%)	13,42														
va (%)	-1,76														

Fonte: Estimativas dos autores.

Nota: O fluxo de caixa livre líquido das operações de uma empresa ($X_t - I_t$) é incluído no fluxo de caixa livre líquido do agregado do ano seguinte àquele em que a empresa entra na amostra até o ano em que ela deixa a amostra. O fluxo de caixa de entrada das operações (X_t) é o lucro antes das despesas com juros (Y_t) mais a depreciação (Dp_t). O investimento (I_t) é a variação do capital contábil (*book capital*) (soma de *equity*, LTD e STD) de $t-1$ para t , mais a depreciação (Dp_t) no ano t . FS_t é o valor de mercado terminal das empresas que deixam a amostra no ano t . FBV_t é o valor de mercado inicial das empresas que entram na amostra no ano t . FBC_t é o valor de contábil inicial das empresas que entram na amostra no ano t . TV_t é o valor de mercado terminal das empresas existentes no final do período de análise, em dezembro de 2008. IM_0 é a soma dos valores de mercado iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. IC_0 é a soma dos valores contábeis iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. O cc é a TIR computada a partir dos valores de mercado iniciais como indicado na equação (1) e o ri é a TIR computada a partir dos valores contábeis iniciais como indicado na equação (2). Valor adicionado é a diferença entre ri e cc : $va = ((1+ri)/(1+cc)) - 1$.

6.B – Agregado de todas as empresas não financeiras, excluídos os setores elétrico, de telecomunicações, petroquímico e de siderurgia

Ano	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Número de firmas	181	185	188	173	163	191	171	169	142	158	154	133	150	199	184
VM	73,6	65,9	97,3	95,1	88,0	162,8	177,4	182,0	229,0	311,6	388,1	464,2	674,2	1006,0	658,5
VC	69,4	87,6	111,8	109,9	118,4	136,4	145,9	158,4	173,1	177,2	192,1	231,1	335,9	421,1	547,1
Q de Tobin	1,06	0,75	0,87	0,87	0,74	1,19	1,22	1,15	1,32	1,76	2,02	2,01	2,01	2,39	1,20
IM_0	73,6							$FS_t - FBV_t$							TV_{2008}
cc (%)	10,86	-1,7	1,5	0,7	-2,3	-1,7	-2,3	7,3	3,7	8,7	-12,9	-3,4	-37,9	-95,6	658,5
IC_0	69,4							$FS_t - FBC_t$							
ri (%)	14,59	-1,7	3,2	-0,1	-3,5	3,9	-0,4	7,1	2,9	8,9	9,2	14,1	-15,0	-26,5	
va (%)	3,36	-13,4	-17,7	4,4	1,4	-0,4	4,7	5,9	8,7	25,8	21,3	-4,6	-73,1	-2,7	-111,2
								$X_t - I_t$							

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: Foram eliminadas todas as 37 empresas do setor elétrico, entre geradoras, transmissoras e distribuidoras, privadas e estatais, e 29 empresas do setor de telecomunicações. O setor de telecomunicações, privatizado em 1998, contava com 31 empresas, das quais apenas duas permaneceram na amostra, por não serem oriundas do processo de privatização. No setor petroquímico foram eliminadas nove empresas, entre as quais a Petrobras e suas coligadas, e empresas recém-privatizadas com negócios diretamente ligados às atividades da Petrobras. Do setor de siderurgia e metalurgia foram eliminadas 12 empresas, todas siderúrgicas, que compunham um emaranhado de empresas com participações cruzadas e controladoras comuns, envolvidas no processo de privatização.

O fluxo de caixa livre líquido das operações de uma empresa (X_{t-1}) é incluído no fluxo de caixa livre líquido do agregado do ano seguinte àquele em que a empresa entra na amostra até o ano em que ela deixa a amostra. O fluxo de caixa de entrada das operações (X_t) é o lucro antes das despesas com juros (Y) mais a depreciação (Dp). O investimento (I_t) é a variação do capital contábil (*book capital*) (soma de *equity*, LTD e STD) de $t - 1$ para t , mais a depreciação (Dp) no ano t . FS_t é o valor de mercado terminal das empresas que deixam a amostra no ano t . FBV_t é o valor de mercado inicial das empresas que entram na amostra no ano t . FBC_t é o valor contábil inicial das empresas que entram na amostra no ano t . TV_t é o valor de mercado terminal das empresas existentes no final do período de análise, em dezembro de 2008. IM_t é a soma dos valores de mercado iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. IC_t é a soma dos valores contábeis iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. O cc é a TIR computada a partir dos valores de mercado iniciais como indicado na equação (1) e o ri é a TIR computada a partir dos valores contábeis iniciais como indicado na equação (2). Valor adicionado é a diferença entre ri e cc : $va = (1+ri)/(1+cc) - 1$.

6.C – Agregado de todas as empresas dos setores elétrico, de telecomunicações, petroquímico e de siderurgia

Ano	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Número de firmas	54	58	63	66	84	92	89	88	89	92	90	108	103	103	92
VM	105,1	108,7	171,0	235,9	162,7	336,9	325,6	354,0	400,6	538,2	603,2	738,7	891,6	1175,1	952,5
VC	187,8	241,4	246,1	273,7	290,7	336,8	365,5	402,1	466,7	512,1	532,9	608,7	653,5	685,4	850,5
Q de Tobin	0,56	0,45	0,69	0,86	0,56	1,00	0,89	0,88	0,86	1,05	1,13	1,21	1,36	1,71	1,12
IM_0	105,1							$FS_t - FBV_t$							TV_{2008}
cc (%)	17,88	-2,0	-6,1	48,3	-41,2	14,1	2,2	-24,5	-7,8	1,8	61,6	-34,0	31,9	3,2	952,5
IC_0	187,8	-4,6	-6,9	46,3	-63,2	10,6	0,3	-20,5	-9,3	0,2	66,0	-22,5	37,0	16,8	
ri (%)	12,92														
va (%)	-4,21	-46,5	14,3	0,0	8,1	-11,6	-2,5	17,7	-6,0	41,9	84,0	31,8	11,0	11,9	-77,9

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: Incluídas nesta tabela estão todas as empresas eliminadas na tabela 6.B.A amostra é composta por 51 empresas do setor elétrico, entre geradoras, transmissoras e distribuidoras, privadas e estatais; 29 companhias do setor de telecomunicações envolvidas nas privatizações; nove empresas do setor petroquímico, incluídas a Petrobras e suas coligadas; e 12 empresas do setor de siderurgia envolvidas no processo de privatização.

O fluxo de caixa livre líquido das operações de uma empresa ($X_t - I_t$) é incluído no fluxo de caixa livre líquido do agregado do ano seguinte àquele em que a empresa entra na amostra até o ano em que ela deixa a amostra. O fluxo de caixa de entrada das operações (X_t) é o lucro antes das despesas com juros (J) mais a depreciação (Dp_t). O investimento (I_t) é a variação do capital contábil (*book capital*) (soma de *equity*, *LTD* e *STD*) de $t - 1$ para t , mais a depreciação (Dp_t) no ano t . FS_t é o valor de mercado terminal das empresas que deixam a amostra no ano t . FBV_t é o valor de mercado inicial das empresas que entram na amostra no ano t . FBC_t é o valor contábil inicial das empresas que entram na amostra no ano t . TV_t é o valor de mercado terminal das empresas existentes no final do período de análise, em dezembro de 2008. IM_0 é a soma dos valores de mercado iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. IC_0 é a soma dos valores contábeis iniciais das empresas que entram na amostra no início do período de estimativa das TIRs, em dezembro de 1994. O *cc* é a TIR computada a partir dos valores de mercado iniciais como indicado na equação (1) e o *ri* é a TIR computada a partir dos valores contábeis iniciais como indicado na equação (2). Valor adicionado é a diferença entre *ri* e *cc*: $va = ((1+r)^n(1+cc)) - 1$.

As equações (1) e (2) evidenciam que as diferenças entre as TIRs em valor de mercado e valor contábil são inteiramente devidas às diferenças entre os valores contábeis e de mercado das empresas na data em que são incorporadas à amostra. No retorno em valor de mercado (cc), as empresas são adicionadas à amostra segundo seus valores de mercado (IM_0 ou FBV_t), enquanto no retorno em valor contábil (ri), elas entram pelos valores contábeis (IC_0 ou FBC_t). A comparação da tabela 6.C, em que o IM_0 é menor que o IC_0 , com a tabela 6.B, onde o inverso acontece, sugere que a diferença entre os valores de mercado e contábil na data de introdução da companhia na amostra pode ser a responsável pela TIR no valor contábil (ri) exceder a TIR no valor de mercado (cc).

Cientes da sensibilidade da metodologia ao primeiro ano da análise, na tabela 7, apresentamos estimativas do cc e do ri para diferentes anos iniciais (1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2000), e terminais (2004, 2005, 2006 e 2007). De modo geral, os resultados qualitativos das tabelas 6.A, 6.B e 6.C não se alteram. Os excessos de ri sobre cc são consideravelmente negativos para o grupo das originalmente de controle estatal (no painel 7.C) e ligeiramente positivos para o grupo das firmas de controle privado (no painel 7.B), resultando em excessos negativos para o total da amostra na maioria dos anos (no painel 7.A).

Considerações sobre a importância dos valores iniciais também remetem à teoria do investimento de Tobin (1969), refinada em Brainard e Tobin (1977), segundo a qual o valor total de mercado das empresas do mercado acionário deveria ser próximo do seu custo de reposição. Para medir o afastamento desta hipótese, define-se a razão Q (Q de Tobin) como sendo o valor de mercado dos ativos das empresas dividido pelo valor de reposição dos mesmos ativos, computados na quinta linha das tabelas 6.A, 6.B e 6.C. Um Q alto (maior que 1) implica que o valor total das ações das empresas é maior que o custo de reposição dos seus ativos, ou seja, o mercado avalia que as empresas investiram bem, ou possuem boas perspectivas futuras. Em 1994, o Q de Tobin agregado era inferior a um na tabela 6.A, devido ao baixo Q de Tobin do setor estatal, como se infere da comparação entre as tabelas 6.B e 6.C. Muitas empresas, destacadamente as antigas estatais dos setores de energia elétrica, petroquímica, siderurgia e telecomunicações, carregavam ativos em seus balanços com valores muito superiores ao seu valor corrente de mercado, ou seja, aquele valor que o mercado pagaria pelos mesmos equipamentos instalados. Como nos anos iniciais, o IM_0 das originalmente estatais era menor que o IC_0 , ou seja, um Q de Tobin baixo, conclui-se que o mercado entendia o agregado do investimento estatal como ineficaz relativamente à perspectiva de seus resultados.

TABELA 7
Estimativas do custo médio ponderado de capital (cc) e retorno sobre o custo do investimento (ri)
 (Em %)

	1994-2008	1995-2008	1996-2008	1997-2008	1998-2008	1999-2008	2000-2008	1994-2004	1994-2005	1994-2006	1994-2007	1994-2008
7.A – Todas as empresas não financeiras												
cc	15,45	19,99	17,47	14,94	21,66	14,24	16,27	14,48	19,22	19,36	20,65	15,45
ri	13,42	14,22	14,94	14,31	16,83	16,90	18,21	8,88	15,55	16,13	16,45	13,42
va	-1,76	-4,81	-2,15	-0,55	-3,97	2,33	1,67	-4,89	-3,08	-2,71	-3,48	-1,76
7.B – Agregado de todas as empresas não financeiras, excluídos os setores elétrico, de telecomunicações, petroquímico e siderúrgico												
cc	10,86	13,97	13,30	14,41	17,22	11,03	11,12	17,74	17,48	18,28	19,98	10,86
ri	14,59	15,29	15,64	17,23	18,66	18,73	20,17	18,73	18,92	19,88	21,61	14,59
va	3,36	1,16	2,07	2,46	1,23	6,93	8,14	0,84	1,22	1,35	1,36	3,36
7.C – Agregado de todas as empresas dos setores elétrico, de telecomunicações, petroquímico e siderúrgico												
cc	17,88	23,41	19,48	15,14	23,63	15,62	18,66	18,76	21,12	20,08	20,32	17,88
ri	12,92	13,76	14,63	13,18	16,08	16,16	17,41	11,88	15,71	14,29	13,97	12,92
va	-4,21	-7,82	-4,06	-1,70	-6,10	0,46	-1,05	-5,79	-4,47	-4,82	-5,28	-4,21

Fonte: Estimativas dos autores.

Notar: A tabela apresenta o cc e o ri para diversos subperíodos. Com a variação do ano inicial (1995, 1996, 1997, 1998, 1999 e 2000) e do ano final (2004, 2005, 2006, 2007 e 2008).

Mesmo analisado apenas o setor privado, o Q de Tobin parece deprimido quando comparado a outros países. Por exemplo, segundo Fama e French (2002), para a economia americana entre 1951 e 2000, o Q de Tobin médio foi de 1,52, e nunca esteve abaixo de 0,89. Para o agregado brasileiro, a mesma medida oscila entre 0,53 em 1995 e 1,97 em 2007, com média anual 1,08 entre 1994 e 2008.

Quão caro o mercado avalia esses investimentos realizados pelas empresas dos setores citados? Qual deveria ser o valor contábil dos ativos para que as taxas de retorno absorvessem os custos? Ou, quão maior deveria ser o valor de mercado IM_0 para que ri excedesse cc do agregado de empresas não financeiras brasileiras?

Se IC_0 fosse 24,72% menor do que o constante em balanço ou se, de outra forma, o valor de mercado fosse 32,2% maior em 1994, as TIRs se igualariam para a amostra com as 520 empresas não financeiras listadas na Bovespa. Isso significa que, para refutar a conclusão de que o setor corporativo não financeiro não adicionou valor relativamente ao custo entre 1994 e 2008, deve-se acreditar em um erro do mercado, que aplicava desconto excessivo ao custo dos ativos carregados em balanço pelas firmas; ou, então, avaliava com exagerado pessimismo as perspectivas de resultados para as mesmas. Parece que fatores relacionados à má administração do investimento das estatais nos anos que precederam o período do estudo são responsáveis por este desconto no valor de mercado em 1994 e que, uma vez excluídas as estatais, o setor corporativo não financeiro gerou um pequeno excesso de valor relativamente ao custo para os seus empreendedores nos últimos 14 anos.

Como indicado na introdução, a diferença entre os critérios de comparação das TIRs e do Q de Tobin, é que as estimativas do cc e ri contemplam vários anos e agregam investimentos efetivados em diferentes fases do ciclo de negócios, sendo menos sensíveis às flutuações. Enquanto o Q de Tobin indica o retorno esperado na data inicial, as TIRs medem o retorno realizado pelo carregamento (*holding-period return*) entre as datas iniciais e finais. Quanto maior o número de anos de carregamento, maior a distância entre o preço de mercado terminal da TIR e o preço de mercado do numerador do Q de Tobin, bem como maior a importância relativa dos fluxos de caixa intermediários.

Os valores anuais dos fluxos de caixa que geraram as TIRs também são apresentados nas tabelas 6.A, 6.B e 6.C. Os fluxos de caixa agregados, $(X_t - I_t) + (FS_t - FBV_t)$ ou $(X_t - I_t) + (FS_t - FBC_t)$, mudam de sinal várias vezes entre 1994 e 2008. Antes da liquidação da amostra em 2008, contudo, a soma dos fluxos de caixa líquidos não descontados é sempre negativa para qualquer uma delas. Isso observado, para qualquer taxa de juros positiva, o valor presente da seqüência de fluxos de caixa até qualquer ano antes de 2008 é negativo, ou seja, o setor corporativo esteve sempre tomando recursos dos investidores entre 1994 e 2008, como também evidenciado por Fama e French (1999) para o setor corporativo não financeiro americano. Como resultado desse processo, o problema de múltiplas TIRs não ocorre nas tabelas 6.A, 6.B e 6.C e assim existe uma

única e positiva TIR. Na análise setorial da tabela 5, entre os 18 setores, o problema de inversão de sinal dos fluxos de caixa ocorreu apenas nos setores agro e pesca, construção e outros que, somados, não alcançam 5% do capital total. Nesses casos, o problema foi resolvido levando-se o fluxo positivo para uma data futura, segundo uma taxa de reinvestimento média entre a SELIC e a TJLP.⁶

A tabela 8 resume como ativos iniciais, lucros, investimentos e o valor terminal de mercado se combinaram para produzir as TIRs no valor de mercado (*cc*) e no valor contábil (*ri*). Aqui, vale lembrar que as TIRs são as taxas que igualam o valor do investimento inicial e dos fluxos de caixa líquidos intermediários ao valor terminal de mercado. Assim, para determinar as contribuições de cada um desses componentes, eles foram acumulados até 2008 pelas taxas *cc* e *ri* e estão expressos como percentuais do valor terminal de mercado das empresas existentes na amostra no final do período de análise (TV_{2008}).

TABELA 8

Valores futuros dos fluxos de caixa entre 1995 e 2008, como percentuais do valor terminal de mercado em 2008

Taxa de capitalização	I_0	FB_t	FS_t	$FS_t - FB_t$	$X_t - I_t$	X_t	I_t	Dp_t	$I_t - Dp_t$
<i>ri</i>	93,05	61,04	63,90	2,86	-9,80	187,49	197,29	67,21	130,09
<i>cc</i>	82,92	69,57	65,18	-4,39	-12,69	210,65	223,34	75,98	147,36

Fonte: Estimativas dos autores.

Nota: Esta tabela reporta os valores de 2008 dos componentes anuais do fluxo de caixa livre líquido acumulados pelas TIRs nominais calculadas no valor de mercado (*cc*) e no valor contábil (*ri*), expressas como percentuais do capital a mercado ou *market capital* terminal de 2008 (TV_{2008}). FB_t é o custo das novas empresas adicionadas ao valor contábil ou a valor de mercado. FS_t é o valor de mercado das empresas vendidas da amostra antes de 2008. $X_t - I_t$ é o fluxo de caixa livre líquido das operações das empresas no ano *t*. X_t é o lucro antes das despesas com juros mais a depreciação (*Dp*) no ano *t*. O investimento, I_t é a variação do capital contábil (*book capital*) (soma de *equity*, LTD e STD) de *t* - 1 para *t* mais a depreciação (Dp_t) em *t*. $I_t - Dp_t$ é, portanto, a mudança do capital contábil de *t* - 1 para *t*. Os componentes do fluxo de caixa líquido estão descritos com mais detalhes nas tabelas 3 e 4. Dado que as TIRs igualam o custo acumulado da amostra a seu valor terminal, $FB_t - FS_t - (X_t - I_t) = 100\%$.

A tabela 8 confirma a evidência levantada na tabela 6.A de que as empresas realizam investimentos substanciais após sua entrada na amostra. Capitalizado pelo *ri* entre 1994 e 2008, o acumulado dos valores anuais dos investimentos (I_t) é 97,29% maior que o valor terminal de mercado das empresas existentes no final de 2008 (TV_{2008}). Capitalizado pelo *cc*, o investimento acumulado é 46,46% maior que o custo dos ativos que as empresas trouxeram para a amostra capitalizado pela mesma taxa (soma das colunas I_0 e FB_t). Comparado com Fama e French (1999), no período de 23 anos entre 1973 e 1996, as empresas americanas investiram anualmente algo entre 16% e 12%, 5% do TV_{1996} , enquanto as companhias brasileiras investiram em torno de 14% a.a. e 16% a.a. do TV_{2008} durante os 14 anos antecedentes.

Os lucros operacionais pós-entrada (X_t) também são significativos. Quando capitalizados ao *cc*, eles superam o custo capitalizado dos ativos em 38,14%, e o valor

6. Para a exposição deste método de solução da TIR quando existem múltiplas taxas de retorno, ver Copeland, Weston e Shastri (2005, p. 31).

terminal de mercado (TV_{2008}) em 110,65%. Seguindo na comparação com os resultados encontrados por Fama e French (1999) durante 1973 e 1996, as empresas americanas parecem ser 39,25% mais lucrativas que as brasileiras em termos anuais quando o *ri* é utilizado na capitalização dos lucros, mas 4,24% menos lucrativas quando o *cc* substitui o *ri*.⁷ Os investimentos marginais também geraram aumentos marginais de lucratividade diferentes nos Estados Unidos e no Brasil. Como o investimento e o lucro operacional têm dimensões muito próximas, os 14 anos de fluxos de caixa líquidos contribuem relativamente pouco na formação das TIRs calculadas.

Em suma, a mensagem da tabela 8 é que, como os investimentos realizados pelas empresas não financeiras brasileiras entre 1994 e 2008 têm a mesma magnitude dos lucros operacionais auferidos no período, ficam para os custos de aquisição capitalizados e valor terminal dos ativos os papéis mais importante na formação das TIRs, tanto no *cc* quanto no *ri*.⁸

6 CONCLUSÕES

Estimou-se o custo de capital para o agregado dos empreendimentos não financeiros como sendo a TIR que iguala a soma dos valores de mercado das empresas no ano de entrada na Bovespa (ou no final de 1994) à soma do valor presente dos seus fluxos de caixa líquidos anuais, mais os seus valores terminais de mercado em 2008. O custo nominal anual do capital total para as empresas não financeiras entre 1994 e 2008 foi estimado em 15,45%. As estimativas do retorno do investimento corporativo para as empresas do agregado excederam os seus custos de capital em apenas 7 dos 18 setores econômicos contemplados na amostra, e a média anual assim obtida foi de 13,42%, resultando numa diluição dos ganhos do empreendedor de -1,76% a.a. Esse resultado não parece devido ao alto custo de capital no período, mas ao baixo retorno real sobre o custo do investimento, de apenas 3,05% a.a.

Da análise setorial, percebe-se que a exclusão dos setores com histórico controle estatal reduz o custo anual total do capital para 10,86% e eleva o retorno realizado sobre o custo do investimento para 14,59%, gerando 3,36% de valor adicionado médio ao ano para uma amostra com aproximadamente 80% das empresas, mas apenas 40% do capital da amostra original. Mesmo assim, esta taxa de retorno do investimento ainda ficou um pouco abaixo dos 16,36% anuais da média entre SELIC e TJLP para o mesmo período.

Além do cálculo das TIRs, observou-se que, historicamente, a dívida de curto prazo tem importância relativa na estrutura de capital brasileira e que os investimentos

7. Essas discrepâncias entre os valores obtidos com a capitalização por *ri* ou *cc* se devem ao fato de a amostra brasileira não ter adicionado valor relativamente ao custo (em média, *cc* foi maior que *ri* em 1,76% a.a.), ao contrário da amostra americana de Fama e French (1999) (em que, em média, *cc* foi menor que *ri* em 1,95% a.a.).

8. Para um esboço da sensibilidade dos resultados ao valor terminal, veja as últimas colunas dos painéis 7.A, 7.B e 7.C.

parecem muito sensíveis aos fundos gerados internamente. A dívida de longo prazo também apresentou alta correlação com os investimentos. E, ainda, os baixos preços das ações no início do período estudado motivaram recompras a uma taxa média de 2,56% a.a., financiada por endividamento, e a parcela do lucro operacional comprometida com remuneração direta dos acionistas foi relativamente baixa, apesar da elevação de patamar ocorrida a partir de 1996.

ABSTRACT

This paper applies Fama and French (1999) to estimate the overall cost of capital and the return on cost of investments of a project that aggregates the non-financial firms listed in Bovespa between 1994 and 2008. While compared to the average TJPL of 11.02% and SELIC of 21.89% per year-respectively the long-and short-term nominal risk-free benchmarks-the estimates of the cost of capital was 15.45% and the return on cost was 13.42%, characterizing a period of low returns to non-financial investments in Brazil. Excluding sectors with massive state ownership, private investments returned an average nominal rate of 14.59% and, given a cost of capital of 10.86%, added a 3.36% per year value over the overall cost of funds. As interesting as these internal rates of returns, are the details of how corporate earnings, investment and financing evolved along the period.

REFERÊNCIAS

- BAKER, M.; WURGLER, J. Market timing and capital structure. *Journal of Finance*, v. 57, p. 1-32, 2002.
- BRAINARD, W. C.; TOBIN, J. Asset markets and the cost of capital. In: BELASSA, B.; NELSON, R. R. *Economic progress. private values and public policy*. New York: North-Holland, 1977, p. 235-262,
- BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. *Principles of corporate finance*. 6th ed. New York: McGraw-Hill Inc., 2000.
- BRITO, N.; KANTZ, L. Custo de capital e subsídios: o setor de energia elétrica no período 1972-1976. *Revista Brasileira de Economia*, v. 34, n. 2, p. 131-163, abr./jun. 1980.
- BRITO, R.; LIMA, M. A escolha da estrutura de capital sob fraca garantia legal. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 2, p. 177-207, abr./jun. 2005.
- _____; _____; SILVA, J. O crescimento da remuneração direta aos acionistas no Brasil: economia de impostos ou mudança de características das firmas? *Brazilian Business Review*, v. 6, n. 1, p. 62-81, jan./abr. 2009.
- BRUNO JR., S. *Oportunidades de investimento e corporativo e restrições financeiras no Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade IBMEC São Paulo, São Paulo, jul. 2007.
- CAMACHO, F. Custo de capital de indústrias reguladas no Brasil. *Revista do BNDES*, v. 11, n. 21, jun. 2004.
- COPELAND, T.; WESTON, J.; SHASTRI, K. *Financial theory and corporate policy*, 4th ed. Boston: Pearson, Inc., 2005.

COUTINHO, P.; OLIVEIRA, A. *Determinação da taxa de desconto adequada para concessionárias de distribuição de energia elétrica no Brasil*. Fundação Universitária de Brasília, 2002 (relatório final).

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The corporate cost of capital and the return on corporate investment. *Journal of Finance*, v. 54, n. 6, p. 1.939-1.967, 1999.

_____. The equity premium. *The Journal of Finance*, v. 57, n. 2, p. 637-659, 2002.

FRANCESCHINI, A. *Uma proposta para a determinação do custo de capital do Banespa*. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO (SEMEAD), 4. 1999, São Paulo: FEA/USP, out. 1999.

HAGLER, C. E.; BRITO, R. Sobre a eficiência dos índices de ações brasileiros. *Revista de Administração – RAUSP*, v. 42, n. 1, p. 74-85, jan./mar. 2007.

NAKAMURA, W. *Estrutura de capital das empresas no Brasil: evidências empíricas*. Dissertação (Mestrado em Administração) – FEA-USP, São Paulo, 1992.

PRATT, S. *Cost of capital estimation and applications*, 2nd ed. John Wiley & Sons Inc., 2002.

SANVICENTE, A.; MINARDI, A. *Problemas de estimação do custo de capital no Brasil*. Finance Lab, 1999 (Working Paper, n. 9).

_____. *Estimação do custo médio de capital de empresas sob processo de regulação econômica no Brasil*. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 3., jul. 2003.

SERRANO, R. *Uma proposta de avaliação do custo de capital próprio para o setor de energia elétrica brasileiro*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Rio de Janeiro: IBMEC Rio de Janeiro, dez. 2003.

SILVA, J.; BRITO, R. Testando as previsões de trade-off e pecking order sobre dividendos e dívida no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 35, n. 1, p. 37-79, 2005.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money Credit & Banking*, v. 1, p. 15-29, 1969.

TOMAZONI, T.; MENEZES, E. Estimativa do custo de capital de empresas brasileiras de capital fechado (sem comparáveis de capital aberto). *Revista de Administração – RAUSP*, v. 37, n. 4, out./dez. 2002.

(Originais submetidos em novembro de 2006. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

CAPITAL HUMANO, PROGRESSO TÉCNICO, DIFUSÃO TECNOLÓGICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO PARA UMA AMOSTRA AMPLA DE PAÍSES*

Emerson Marinho**

Almir Bittencourt da Silva***

A abordagem schumpeteriana de crescimento econômico é explicada pela dotação inicial de capital humano, uma vez que é através dele que se forma a capacidade de inovação dos países e a difusão tecnológica dos países líderes para os seguidores. Nelson e Phelps (1966) descrevem o crescimento econômico como resultado do estoque de capital humano que influencia a capacidade de inovação de um país, acelerando o processo de *catching up* em relação aos países mais avançados. Na concepção de Romer (1990), o crescimento é comandado pelo progresso tecnológico que resulta de decisões intencionais dos agentes que buscam maximizar lucros. O objetivo deste artigo, de acordo com estas linhas de pensamento, é verificar empiricamente a influência do capital humano no crescimento econômico através de seus efeitos sobre o crescimento do produto, via difusão tecnológica. Na análise empírica utilizam-se a teoria da fronteira estocástica de produção e o índice de produtividade total de Malmquist. Este índice é decomposto nos seus componentes de variação de eficiência técnica e variação tecnológica. O componente de variação tecnológica é então utilizado para a verificação das abordagens de Romer e Nelson-Phelps.

1 INTRODUÇÃO

O ressurgimento de pesquisas teóricas e empíricas sobre crescimento econômico foi significativamente influenciado pelo trabalho de Romer (1986), que introduziu uma nova concepção acerca do processo de evolução das economias no longo prazo. Lucas (1988), por sua vez, inspirado na teoria do capital humano de Becker (1964), concebeu importantes modificações nas hipóteses básicas do modelo de Solow (1956), dando origem a um novo paradigma em modelos de crescimento.

A ideia central incorporada nos modelos de crescimento endógeno decorre da superação dos rendimentos decrescentes no processo de produção, em nível agregado, em face das externalidades geradas pela atuação das firmas individualmente que levariam à geração de rendimentos crescentes (ROMER, 1986). O capital humano poderia também gerar externalidades que causariam rendimentos crescentes na função de produção agregada (LUCAS, 1988), alterando, assim, os resultados do modelo neoclássico de crescimento.

* O autor agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento desta pesquisa.

** Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

*** Professor do CAEN/UFC.

Muitos estudos empíricos relacionados à teoria do crescimento têm-se voltado para o exame da contribuição do capital humano no processo de crescimento.¹ Esses estudos, em geral, procuram mensurar sua contribuição por meio de estimações de funções de produção agregadas, nas quais o capital humano é considerado um fator de produção adicional. Há também estudos que examinam o seu impacto sobre a produtividade total dos fatores (PTF), estimado tanto pela abordagem de números índices quanto pelo resíduo de Solow (1957), sendo que, nesse caso, recorre-se geralmente à utilização de uma função de produção Cobb-Douglas.

Este artigo examina empiricamente, e de maneira inovadora, a influência do capital humano no crescimento econômico através de seus efeitos sobre a taxa de crescimento do produto, via difusão tecnológica (NELSON e PHELPS, 1966). Na mesma linha verifica-se também se o capital humano apresenta efeito favorável à geração do progresso técnico (ROMER, 1986; 1990), tendo como base empírica a relação proposta por Benhabib e Spiegel (1994). A contribuição deste artigo consiste em testar os efeitos do capital humano na relação Benhabib e Spiegel (1994) por meio de um painel de dados em que a variável progresso técnico é construída a partir da decomposição do índice de produtividade de Malmquist. Na construção desse índice, utiliza-se o modelo de fronteira estocástica de produção como instrumento gerador das funções distância que possibilitam a construção do índice de Malmquist.

É importante destacar que o modelo de fronteira estocástica teve sua aplicação direcionada inicialmente para a estimação de funções de produção de forma a permitir a mensuração dos efeitos de ineficiência técnica, os quais, na visão convencional, não eram devidamente considerados. A ineficiência produz diferenças entre o produto real observado e o produto potencial, estando este último relacionado ao conceito de fronteira de produção, além de distorcer os custos de produção. Recentes aplicações do modelo têm abrangido muitos campos de estudo dentre os quais se incluem mercado de trabalho, finanças e crescimento econômico. Em relação ao último campo de aplicação, a literatura sobre fronteira estocástica tem apresentado relevantes contribuições no que diz respeito às medidas de variação de eficiência técnica e de variação tecnológica, assim como da PTF, em estudos envolvendo grupos heterogêneos de países.²

A aplicação empírica realizada neste artigo compreende um conjunto amplo de países com padrões de desenvolvimento bastante heterogêneos, sendo o

1. Como exemplo, a construção de dados sobre o padrão educacional de um número significativo de países (BARRO e LEE, 1993, 1996, 2000) e as estimativas sobre os retornos da educação (PSACHAROPOULOS, 1994, 1995) têm permitido modos alternativos de modelagem do capital humano no processo de crescimento.

2. Em relação ao crescimento econômico, ver, por exemplo, Koop, Osiewalski e Steel (1999), Duffy e Papageorgiou (2000), Kneller e Stevens (2002), Kumbhakar e Wang (2005).

experimento, então, repetido para os subgrupos classificados pelo Banco Mundial em países ricos, de renda média e países pobres. O objetivo desses agrupamentos distintos de países é o de se buscar identificar diferentes efeitos da inclusão do capital humano, conforme o grupo de renda considerado, em relação aos aspectos da difusão tecnológica e da produção de conhecimento.

O artigo, além desta introdução, está organizado da seguinte forma: a seção 2 faz a exposição da metodologia, compreendendo a exposição da técnica de medida da PTF e de seus componentes segundo o enfoque da teoria da fronteira estocástica e o índice de produtividade de Malmquist; a seção 3 apresenta os dados amostrais e os resultados dos modelos econométricos estimados; por fim, a seção 4 é dedicada às conclusões.

2 METODOLOGIA

O procedimento metodológico utilizado segue as seguintes etapas: caracterização do modelo paramétrico de fronteira de produção, seleção e especificação da forma funcional da fronteira estocástica de produção, mensuração das funções distância, construção do índice de produtividade de Malmquist, identificação do componente de variação técnica (progresso tecnológico) no painel, estimação da equação de Benhabib e Spiegel (1994) e, por fim, exame da convergência absoluta do progresso técnico, nos termos do experimento de Baumol (1986).

2.1 Modelo paramétrico de fronteira de produção

Adota-se o método paramétrico de fronteira de produção estocástica cuja principal vantagem em relação aos modelos não paramétricos consiste na incorporação de desvios e distúrbios aleatórios na estimação da fronteira, ao contrário do método não paramétrico tradicional que atribui à ineficiência técnica os desvios do produto observado em relação ao produto potencial.³

Por outro lado, o método de fronteira estocástica requer a especificação da forma funcional da fronteira de produção e o estabelecimento de hipóteses distribucionais sobre os componentes do erro, de forma a permitir a sua decomposição nos componentes de ineficiência técnica e desvios aleatórios de medida.

O modelo de fronteira de produção, objeto deste ensaio, baseia-se na abordagem de dados em painel, desenvolvida por Battese e Coelli (1995), que incorpora na fronteira os efeitos de ineficiência técnica como uma função de variáveis explicativas. Os parâmetros da função de produção e da ineficiência técnica são estimados simultaneamente.

3. Trata-se da abordagem denominada Data Envelopment Analysis (DEA), desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) a partir da metodologia de programação linear proposta por Farrell (1957).

Essa modelagem tem a vantagem de permitir que as ineficiências técnicas e as elasticidades dos insumos variem no tempo, possibilitando a identificação de alterações na estrutura de produção. O modelo é especificado da seguinte forma:

$$Y_{it} = f(x_{it}; \beta) e^{(v_{it} - \epsilon_{it})} \quad (1)$$

onde:

Y_{it} representa o produto observado no tempo t relativamente à i -ésima unidade de produção (país);

$f(\bullet)$ é a tecnologia de produção;

x_{it} é um vetor de fatores de produção relativamente à i -ésima unidade produtiva e medida no tempo t ;

β é um vetor de parâmetros desconhecidos a serem estimados;

v_{it} representa os erros aleatórios e são, por hipótese, independentes e identicamente distribuídos com distribuição normal, tendo média zero e variância constante σ_v^2 ; e

ϵ_{it} é uma variável aleatória não negativa representando a ineficiência técnica de produção, de modo que o produto observado seja menor que o produto potencial.

Os efeitos de ineficiência técnica, ϵ_{it} , são especificados como:

$$\epsilon_{it} = z_{it} \delta + w_{it} \quad (2)$$

em que:

z_{it} é um vetor de variáveis que explicam a ineficiência técnica da i -ésima unidade produtiva (país) e medida no tempo t ;

δ é um vetor de parâmetros associado à variável z_{it} ;

w_{it} é uma variável aleatória com distribuição normal com média zero e variância σ_w^2 .

Por hipótese, a ineficiência técnica tem distribuição normal truncada em zero, independentemente distribuída (mas não identicamente distribuída) com moda $m_{it} = z_{it} \delta$ e variância $\sigma_{m_{it}}^2$.⁴ Observe que, como se supõe que ϵ_{it} tem distribuição normal truncada em zero, tem-se que $w_{it} \geq -z_{it} \delta$.

4. Os valores da ineficiência técnica são em geral sensíveis às hipóteses distribucionais. No entanto, a evidência empírica tem mostrado que as ordenações desses valores não se alteram significativamente.

Para se obter estimativas consistentes dos parâmetros das equações (1) e (2), estimam-se simultaneamente essas equações através do Método de Máxima Verossimilhança. Nesse processo, segundo Battese e Coelli (1995), a função de log-verossimilhança é parametrizada fazendo-se $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. Esse procedimento permite testar a presença de ineficiência técnica no processo produtivo além de facilitar o processo de estimação. Quanto mais próximo de zero for o valor estimado de γ menos importância terá o termo da ineficiência técnica na explicação dos desvios da fronteira de produção. Quando o seu valor se aproxima de 1 maior é a importância da eficiência técnica nos desvios da fronteira de produção. A maneira como a eficiência técnica é calculada é mostrada na subseção seguinte.

2.2 Índice de produtividade total de Malmquist e função distância

De acordo com Caves, Christensen e Diewert (1982) o índice de produtividade total de Malmquist (1953), orientado pelo produto e aqui denotado por $M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t)$, é definido seguindo Färe *et al.* (1992) como:

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\frac{D_0^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_0^t(y^t, x^t)} \right] \left[\frac{D_0^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_0^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \frac{D_0^t(y^t, x^t)}{D_0^{t+1}(y^t, x^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

onde os termos que compõem esse índice são as funções distância que serão definidas formalmente logo a seguir.

Seja $y^t \in R_+^M$, o vetor de produtos que pode ser produzido com o vetor de insumos $x^t \in R_+^N$. A função distância orientada pelo produto no período j com relação à tecnologia do período k , denotada por $D_0^k(x^j, y^j)$, é definida como:⁵

$$D_0^k(x^j, y^j) = \text{Inf}\{(\delta : (x^j, y^j / \delta) \in F^k)\} = [\text{sup}\{\delta : (x^j, \delta y^j) \in F^k\}]^{-1}$$

onde $F^k = \{(x^k, y^k) : x^k \text{ pode produzir } y^k\}$, $k = 1, 2, 3, \dots, t$ é o conjunto de possibilidades de produção. Em outras palavras, a função distância orientada pelo produto mede a máxima expansão proporcional do produto de forma que ele ainda pertença ao conjunto de possibilidade de produção. Essa função caracteriza completamente a tecnologia de modo que $D_0^t(x^t, y^t) \leq 1$ se e somente se $D_0^t(x^t, y^t) \in F^t$. Além do mais, $D_0^t(x^t, y^t) = 1$ se e somente se a observação situa-se sobre a fronteira de produção, sendo, portanto, eficiente no sentido de Farrell (1957). De acordo com esse autor, o valor da função distância orientada pelo produto pode ser utilizado como uma medida de eficiência técnica de produção. Esta medida refere-se à distância entre o produto observado e o produto potencial máximo, sendo medida

5. O conceito de função distância também pode ser definido orientado pelo insumo. Nesse caso, a função distância é definida como, $d^k(x^j, y^j) = \text{sup}\{\rho : (x^j / \rho, y^j) \in L^k\}$, onde L^k é o conjunto de insumos.

como proporção deste último. Nestes termos, para a tecnologia em t , denominando a eficiência técnica de produção por ET_{it} , tem-se que $ET_{it} = D_0^t(x^t, y^t)$.

Por outro lado, de acordo com a teoria da fronteira estocástica, a eficiência técnica pode ser definida como a relação entre o produto observado, $y_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it}) \exp(-e_{it})$, expressão (1), e o produto potencial máximo $\hat{y}_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it})$. Isso resulta em $\exp(-e_{it}) = \frac{y_{it}}{\hat{y}_{it}}$. Fazendo-se analogia com o conceito de eficiência técnica de Farrell (1957), pode-se concluir que $ET_{it} = D_0^t(x^t, y^t) = \exp(-e_{it})$. Desta forma, estimam-se as equações (1) e (2) simultaneamente por Máxima Verossimilhança para obter estimativas consistentes dos parâmetros. Em seguida, de acordo com Battese e Coelli (1995), estimam-se as ineficiências técnicas. Por último, em função desses resultados determinam-se as funções distâncias $D_0^t(x^t, y^t)$, $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$, $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ do índice (4) (3).

Este índice apresenta duas vantagens em relação ao procedimento da contabilidade do crescimento. Em primeiro lugar, não há necessidade de se ter informações sobre os preços dos fatores de produção e nenhuma condição de equilíbrio é requerida para sua construção. A outra vantagem é que o referido índice permite decompor a variação da PTF nos componentes de variação de eficiência técnica (VET) e de variação técnica (VT). Com isso, pode-se identificar qual componente de variação da PTF deve representar efetivamente a variação de progresso tecnológico, ao contrário da contabilidade do crescimento que associa alterações na PTF diretamente aos avanços da tecnologia.

O primeiro termo do lado direito de (4) mede o afastamento do produto observado em relação ao produto potencial máximo entre os períodos t e $t + 1$. Este termo mede a VET de produção no período. O segundo termo quantifica o deslocamento devido à tecnologia entre os períodos t e $t + 1$, em relação ao uso dos insumos x^t e x^{t+1} . Este termo representa a VT, ou o progresso tecnológico, tendo-se, então:

$$VT = \left[\frac{D_0^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_0^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \frac{D_0^t(y^t, x^t)}{D_0^{t+1}(y^t, x^t)} \right] \quad (4)$$

A série VT construída por (4) constituirá a variável dependente dos modelos econométricos (6) e (7) a serem especificados na subseção 2.4.

2.3 Especificação da fronteira de produção: modelo econométrico

A forma funcional da função de produção em (1) foi especificada por meio de um teste de adequação à amostra de dados. Inicialmente, considerou-se uma

função Cobb-Douglas que reconhecidamente apresenta propriedades restritivas em contraposição a uma forma menos restritiva expressa pela função translog. O teste da razão de verossimilhança apresentado na tabela 3 (seção 3) indicou esta última como a mais adequada.

Assim a especificação adotada foi a seguinte:

$$y_{it} = \beta_i + \beta_{it}t + \beta_{it}t^2 + \sum_{j=1}^2 \beta_j x_{jit} + \sum_{j=1}^2 \sum_{b=1}^2 \beta_{jb} x_{jit} x_{bit} + \sum_{j=1}^2 \beta_{jit} x_{jit} t + v_{it} - e_{it} \quad (5)$$

onde a ineficiência técnica de produção, e_{it} , é modelada de acordo com a expressão (2), ou seja, $e_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$.

A variável y_{it} é o logaritmo do produto do i -ésimo país no período t e x_{jit} é um vetor dos logaritmos dos fatores de produção trabalho (L) e capital físico (K), ou seja, ($j, i = L, K$).

Observa-se que a variável capital humano não entra na especificação da fronteira de produção (5) de maneira que as medidas relativas à variação tecnológica não sejam afetadas pela inclusão dessa variável, podendo-se, com isso, testar a abordagem de Nelson-Phelps (1966).

O parâmetro β_i incorpora no modelo os efeitos fixos com o objetivo de capturar heterogeneidades não observadas na amostra de países, principalmente relacionadas às diferenças iniciais nos níveis tecnológicos. Além disso, acrescenta-se uma tendência determinística na fronteira seguindo um procedimento usual nos trabalhos que utilizam essa metodologia, representando a taxa de progresso técnico ou o deslocamento da função de produção ao longo do tempo. Essa especificação considera o progresso técnico como não neutro.

Deve-se salientar, por outro lado, que os parâmetros estimados das equações (5) e (2) são os mesmos para todos os países, pois, por hipótese, a tecnologia é dada e disponível para todos eles, diferindo apenas nos interceptos, a fim de permitir a comparação do desempenho entre eles. A adoção da hipótese de retornos constantes de escala na fronteira de produção (6) é necessária e foi adotada tendo como base o procedimento seguido por Färe *et al.* (1992) para a construção do índice de Malmquist. Isso implica as seguintes restrições sobre os parâmetros dessa função: $\beta_K + \beta_L = 1$, $\beta_{KK} + \beta_{KL} = 0$, $\beta_{KL} + \beta_{LL} = 0$ e $\beta_{Kt} + \beta_{Lt} = 0$. De acordo com Grifell-Tatjé e Lovell (1995), a hipótese de retornos constantes de escala tem de ser imposta a fim de que o índice de Malmquist não apresente viés no seu cálculo.

Na realidade, quando se impõem retornos constantes de escala, as unidades produtivas poderiam estar operando sob retornos variáveis de escala, mas sem apresentarem ineficiência de escala. Em outras palavras, ao se impor a hipótese de

retornos constantes de escala implicitamente está-se admitindo que as unidades produtivas operem em uma escala ótima de produção. Em relação aos componentes do índice de Malmquist, deve-se acrescentar que a variação de eficiência técnica pode ser decomposta em variação de eficiência técnica pura e eficiência de escala. Se não existe problema de escala, é evidente que as variações de eficiência técnica coincidem quer sob retornos constantes de escala quer sob retornos variáveis.

Na equação de ineficiência técnica (2), a escolha das variáveis que compõem o vetor Z_{it} tem como objetivo analisar os efeitos sobre a ineficiência técnica de um conjunto de variáveis macroeconômicas cujo comportamento é reconhecidamente influenciado pela política econômica e pelas especificidades locais de cada país. A seleção dessas variáveis foi feita com base em outros trabalhos empíricos realizados no contexto macroeconômico e em função da disponibilidade de dados.⁶ O período amostral compreende os anos de 1960 a 1990 levando em consideração uma amostra de 68 países descritos na seção 3. As variáveis explicativas da equação (2) são descritas a seguir.

Incluem-se variáveis *dummies* para os países pobres e países de renda média com o propósito de quantificar o efeito das diferenças iniciais sobre os níveis de ineficiência dessas regiões. Assim:

z_{1t} representa uma variável *dummy* para os países pobres; e

z_{2t} representa uma outra variável *dummy* para países de renda média.

Em função do choque do petróleo em 1973 analisou-se também o efeito de uma possível quebra estrutural sobre a ineficiência técnica através da inclusão de duas medidas de tendência, quais sejam:

z_{3t} constitui uma tendência para capturar os efeitos comuns sobre a ineficiência técnica dos países no período 1960-1973; e

z_{4t} refere-se a uma tendência para o período 1973/1990-1974/1990.

Em relação aos gastos de consumo do governo, esta variável foi incluída na modelagem do termo de ineficiência técnica com o objetivo de se testar a procedência da hipótese considerada por alguns autores (KLEIN e LUU, 2001) de que gastos de consumo do governo muito elevados são indicadores de sistemas governamentais bastante burocráticos e pouco associados à busca de eficiência no desempenho das ações de governo. Assim, tem-se que:

z_{5t} são os gastos de consumo do governo.

6. Ver, por exemplo, Klein e Luu (2001).

O desvio do nível de preços local em relação à paridade do poder de compra (PPP), tendo-se os Estados Unidos como país de referência, tem como objetivo controlar os efeitos das políticas de comércio através de desvalorizações no câmbio real sobre a ineficiência técnica. Um crescimento nos desvios dos preços locais em relação à PPP significa desvalorização no câmbio real (MILLER e UPADHYAY, 2000). Desse modo, tem-se que:

z_{6t} é o desvio do nível de preços local em relação à PPP;

z_{7t} é o grau de abertura e é medido pelo valor da soma das importações e exportações em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) de cada país. Em geral, se espera que economias mais abertas tenham maior acesso à importação de bens intermediários mais baratos, uma penetração maior em amplos mercados e capacidade de obter tecnologias mais avançadas (MILLER e UPADHYAY, 2000). A consequência esperada deveria ser o aumento da eficiência técnica de produção.

2.4 Capital humano, progresso técnico e difusão tecnológica

Os efeitos do capital humano na geração de inovação tecnológica (ROMER, 1990), e no processo de difusão do progresso técnico (NELSON e PHELPS, 1966), são examinados por meio da relação proposta por Benhabib e Spiegel (1994), sendo agora adaptada à estimação de dados em painel:⁷

$$\Delta \ln A_{it} = \eta + \varphi h_{it} + \vartheta h_{it} \cdot \left(\frac{y_{\max,t}^* - y_{it}}{y_{it}} \right) + \mu_{it} \quad (6)$$

onde h_{it} é o capital humano por trabalhador do i -ésimo país no período t ; $y_{\max,t}^*$ é o nível máximo de produto *per capita* na amostra no tempo t ; y_{it} é o produto *per capita* do i -ésimo país; e μ_{it} é uma medida do erro. O termo $\left(\frac{y_{\max,t}^* - y_{it}}{y_{it}} \right)$ é denominado na literatura *gap* tecnológico.

Na estimação da equação (6) a variável dependente, $\Delta \ln A_{it}$, é medida como a variação do progresso técnico e não a variação na PTF como é tradicionalmente admitida na contabilidade do crescimento. Essa variável é obtida, conforme já mencionado, por meio da decomposição do índice de produtividade total de Malmqüist (3). Trata-se, portanto, do efeito puro de deslocamento da fronteira de produção no tempo. Em assim sendo, $\Delta \ln A_{it}$ é construída fazendo-se uso de (4).

7. As estimações realizadas por Benhabib e Spiegel (1994) referem-se aos dados de países na forma de um corte transversal.

A equação (6) constitui, na verdade, uma aproximação de um modelo de crescimento endógeno em que o capital humano, h_{it} , e o *gap* tecnológico,⁸ $\left(\frac{y_{\max, t}^* - y_{it}}{y_{it}} \right)$, são os mecanismos impulsionadores do crescimento econômico através do progresso técnico que é um componente da PTF. Ou seja, o capital humano é o fator determinante do progresso técnico gerado endogenamente – segundo termo de (6) – (ROMER, 1990) e da capacidade de os países absorverem tecnologia gerada por outros países, notadamente por aqueles situados na fronteira tecnológica – terceiro termo de (6) – (NELSON e PHELPS, 1966).

Nesse sentido, o componente da equação devido a Nelson-Phelps, a variável de interação entre o capital humano e o *gap* tecnológico, constitui uma medida que fornece indicação de ocorrência de convergência condicional à disponibilidade desse fator.

2.5 Convergência absoluta do progresso técnico

Outro aspecto examinado refere-se à possibilidade de ocorrência de convergência absoluta na forma proposta por Baumol (1986). O intuito é complementar o exame do processo de difusão do progresso técnico, verificando se sua ocorrência se deu de modo automático. Esse teste envolve a estimação da seguinte regressão:

$$\Delta \ln A_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i0} + v_{it} \quad (7)$$

A variável $\ln y_{i0}$ representa o nível de produto *per capita* inicial do *i*-ésimo país. Se na estimação seu coeficiente for negativo e estatisticamente significativo, então, conclui-se que ocorre convergência absoluta entre os países. Em caso contrário, nada poderá ser afirmado, inclusive sobre a divergência.

3 DADOS AMOSTRAIS E RESULTADOS

Os dados foram extraídos das seguintes fontes: Heston, Summers e Aten (2002),⁹ *World Development Indicators* (WDI), fornecido pelo Banco Mundial (BIRD) e Barro e Lee (2000). Esses bancos de dados internacionais são amplamente referenciados em estudos empíricos, notadamente sobre o crescimento econômico, uma vez que as informações disponíveis são sistematizadas de acordo com metodologias

8. Trata-se, na verdade, da utilização do *gap* de produto como uma *proxy* do *gap* tecnológico, pois se supõe que os países de produtos internos mais elevados encontram-se na fronteira tecnológica.

9. A Penn World Table 6.1 consiste de uma atualização da versão PWT 5.6 que se encontra em andamento.

que possibilitam a comparabilidade entre diferentes economias. As fontes de dados e as variáveis utilizadas são as seguintes:

1) PWT 6.1: as séries de produto (RGDPCH – Real GDP *per capita* – *Constant price: chain series* e RGDPWOK – Real GDP *chain per worker*); grau de abertura (OPENK – *Openness in Constant prices*); gastos do governo (Kg – *Government share of RGDL* – Real GDP *per capita* – *constant price Laspeyres*); população (POP); desvio dos preços em relação à PPP (P – *Price level of Gross Domestic Product* – US = 100); trabalho (obtido por cálculo com o uso das variáveis: RGDPCH, RGDPWOK e POP).

2) WDI: capital por trabalhador (KAPW – *Capital per worker*).

3) Barro e Lee: capital humano (série relativa ao número médio de anos completados de educação formal pela população com mais de 15 anos de idade, ajustada para a frequência anual por meio de interpolação).¹⁰

A amostra de dados anuais é composta de 68 países (tabela 1) no período compreendido entre os anos de 1960 e 1990, distribuídos conforme a classificação do Banco Mundial da seguinte forma: 23 países ricos, 28 países de renda média e 17 países pobres. A amostra, portanto, é constituída de 2.108 observações sob a forma de um painel balanceado.

Os dados foram os mesmos usados em Bittencourt da Silva e Marinho (2004) com a adição da variável capital humano. O tamanho da amostra se restringiu a somente 68 países devido à falta de dados para os demais. Em relação ao período de tempo, o ano de 1990 foi fixado como limite superior porque não há a partir de então informações sobre capital físico para os países utilizados na amostra.

Os resultados da estimação da fronteira estocástica de produção, equação (5), e da ineficiência técnica, equação (2), encontram-se apresentados na tabela 2. Para efeitos de significância dos parâmetros estimados será levado em consideração o nível de 5%.

Os sinais positivos e significativos das estimativas dos parâmetros β_i e β_{it} refletem a ocorrência de progresso tecnológico. Com exceção da variável capital físico, todos os parâmetros estimados das variáveis explicativas da função de produção foram significativos e apresentaram sinais esperados.

10. Os dados de educação de Barro e Lee são apresentados originalmente em intervalos de cinco anos. Ferreira, Issler e Pessoa (2004), que usam a interpolação dessa série para transformá-la em frequência anual, afirmam que, embora tal procedimento possa induzir a erros de medida no capital humano, o problema é relativamente pouco significativo dada a previsibilidade do comportamento da referida variável. Ademais, realizaram estimações usando as séries originais em intervalos de cinco anos e os resultados são muito próximos aos obtidos com a variável interpolada.

TABELA 1

Amostra de países

Países desenvolvidos	Países de renda média	Países pobres
Austrália (AUS)	Turquia (TUR)	Indonésia (IDN)
Áustria (AUT)	Fiji (FJI)	Bangladesh (BGD)
Bélgica (BEL)	República da Coreia (KOR)	Paquistão (PAK)
Canadá (CAN)	Malásia (MYS)	República dos Camarões (CRM)
Suíça (CHE)	Papua-Nova Guiné (PNG)	República Centro-Africana (CAF)
Dinamarca (DNK)	Filipinas (PHL)	Gana (GHA)
Espanha (ESP)	Taiwan (TWN)	Quênia (KEN)
Finlândia (FIN)	Tailândia (THA)	Lesoto (LSO)
França (FRA)	Sri Lanka (LKA)	Malawi (MWI)
Reino Unido (GRB)	Ilhas Maurício (MUS)	Mali (MLI)
Grécia (GRC)	África do Sul (ZAF)	Togo (TGO)
Irlanda (IRL)	Argentina (ARG)	Uganda (UGA)
Islândia (ISL)	Bolívia (BOL)	Zâmbia (ZMB)
Itália (ITA)	Brasil (BRA)	Zimbábue (ZWE)
Japão (JPN)	Chile (CHL)	Honduras (HND)
Holanda (NLD)	Colômbia (COL)	Nicarágua (NIC)
Noruega (NOR)	Costa Rica (CRI)	Índia (IND)
Nova Zelândia (NZL)	República Dominicana (DOM)	
Portugal (PRT)	Equador (ECU)	
Suécia (SWE)	El Salvador (SLV)	
Estados Unidos (USA)	Guatemala (GTM)	
Hong Kong (HKG)	Jamaica (JAM)	
Cingapura (SGP)	México (MEX)	
	Paraguai (PRY)	
	Peru (PER)	
	Trinidad e Tobago (TTO)	
	Uruguai (URY)	
	Venezuela (VEN)	
(23 países)	(28 países)	(17 países)

Fonte: Banco Mundial.

Obs.: Os códigos de países são os adotados pelo Banco Mundial e pela PWT 6.1.

Em relação à estatística γ , seu valor estimado indica que 98% da variância total do erro composto têm sua explicação atribuída à variância do termo da ineficiência técnica. Nesse sentido, não se pode deixar de considerar a existência de ineficiência técnica na fronteira de produção, sendo, portanto, recomendável a sua incorporação no modelo.

Quanto às variáveis que explicam a ineficiência técnica, com as exceções do consumo do governo e desvios dos preços locais em relação à PPP, todos os parâmetros estimados apresentam-se estatisticamente significantes. Dessa forma, conclui-se que, na configuração apresentada neste artigo, ambas as variáveis não são fatores estatisticamente relevantes para explicar a ineficiência técnica.

TABELA 2

Estimativas dos parâmetros da fronteira estocástica de produção¹

Parâmetros/variáveis	Estimativa	Valor-t	χ^2
$\beta_t(t)$	0,02	6,69	
$\beta_{\tau\tau}((1/2)t^2)$	0,00	2,29	
$\beta_K(\ln K)$	-0,06	-0,81	
$\beta_{Kt}(t \ln K)$	0,00	-5,68	
$\beta_L(\ln L)$	1,06	15,34	
$\beta_{Lt}(t \ln L)$	0,00	5,68	
$\beta_{KK}((1/2)\ln K \ln K)$	0,07	8,71	
$\beta_{KL}(\ln K \ln L)$	-0,07	-8,71	
$\beta_{LL}((1/2)\ln L \ln L)$	0,07	8,71	
δ_0 (intercepto)	-1,58	-3,24	
δ_1 (z_1 – variável <i>dummy</i> para os países pobres)	0,91	3,61	
δ_2 (z_2 – variável <i>dummy</i> para os países de renda média)	0,77	3,40	
δ_3 (z_3 – tendência para o período 1960-1973)	-0,03	-2,34	
δ_4 (z_4 – tendência para o período 1973-1990)	0,01	2,78	
δ_5 (z_5 – gastos de consumo do governo)	0,14	0,65	
δ_6 (z_6 – desvios dos preços locais da PPP)	0,04	0,73	
δ_7 (z_7 – grau de abertura)	0,45	4,10	
σ_ε^2	0,09		
γ^2	0,98		48,4
Eficiência média	0,89		
Log da função de verossimilhança	2.010,22		

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

Notas: ¹ Os efeitos fixos dos países não são apresentados na tabela.

² Este teste tem uma distribuição aproximadamente qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições independentes. A distribuição assintótica dos testes de hipóteses envolve o parâmetro g que se caracteriza por possuir uma distribuição qui-quadrado mista cujos valores críticos são obtidos em Kodde e Palm (1986, tabela 1, p. 1.246).

Dois aspectos interessantes no modelo de ineficiência chamam a atenção. Primeiro, a inclusão de *dummies* para diferenciar os países quanto ao seu grau de desenvolvimento. Os resultados indicam que nos países pobres e de renda média a ineficiência técnica constitui um padrão relevante que deve ser considerado na análise. Segundo, examinando-se os parâmetros estimados da variável tendência observa-se claramente uma quebra estrutural no ano de 1973. A partir desse ano ocorre uma inversão na tendência de queda da ineficiência técnica dos países. A razão para esse fenômeno deveu-se por certo ao choque do petróleo ocorrido precisamente nesse ano.

A variável denominada grau de abertura z_{7t} apresenta coeficiente positivo e significativo, indicando, portanto, que economias mais abertas possuem um grau maior de ineficiência técnica. Esse resultado é surpreendente e contraria as previsões de que economias com maior grau de abertura teriam acesso a bens intermediários de preços mais baixos, a tecnologias mais avançadas e a mercados mais amplos, o que lhes permitiria elevar a ineficiência técnica. Pode-se apresentar como uma possível explicação para esse resultado a heterogeneidade da amostra que inclui países cujas economias são voltadas para a exportação de produtos primários e naturais, de baixo nível de desenvolvimento e com elevada ineficiência sistêmica.

Outra possível explicação seria o fato de que essa variável não represente uma medida efetiva do grau de abertura dos países.¹¹

A tabela 3 apresenta resultados de alguns testes estatísticos implementados para verificar a consistência de hipóteses relativas à função fronteira de produção. A primeira hipótese refere-se ao teste de adequação do modelo Cobb-Douglas comparativamente à forma funcional menos restritiva da translog. Assim, testa-se a hipótese de que todos os coeficientes de segunda ordem e os coeficientes dos produtos cruzados são todos iguais a zero. O valor da razão de verossimilhança, 72,86, supera o valor crítico da estatística $\chi^2_{(6)}$ com nível de significância de 5%. Assim sendo, rejeita-se a hipótese nula de uma tecnologia Cobb-Douglas em favor de uma especificação translog.

O segundo teste considera a hipótese de ausência de efeitos de ineficiência técnica na fronteira de produção. O resultado indica que essa hipótese é rejeitada pelos dados, ou seja, deve-se considerar no modelo os efeitos de ineficiência técnica.

TABELA 3

Teste da razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira estocástica de produção

Teste	Hipótese nula	Valor de λ	Valor crítico	Decisão (nível de 5%)
1	$H_0: \beta_{tt} = \beta_{LK} = \beta_{LL} = \beta_{KK} = \beta_{Kt} = \beta_{Lt} = 0$	72,86	11,91	Rejeita H_0
2	$H_0: \gamma = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_7 = 0$	290,54	13,40	Rejeita H_0
3	$H_0: \beta_{1f} = \beta_{2f} = \dots = \beta_{68f} = 0$	3.646,04	55,19	Rejeita H_0
4	$H_0: t = t^2 = t \ln K = t \ln L = 0$	104,09	8,76	Rejeita H_0
5	$H_0: t^2 = t \ln K = t \ln L = 0$	3.674,29	55,19	Rejeita H_0

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

Notas: λ : teste estatístico da razão de verossimilhança no qual $\lambda = -2[\log \{\text{verossimilhança}(H_0)\} - \log\{\text{verossimilhança}(H1)\}]$.

O teste 5 corresponde ao formato da translog proposta por Kneller e Stevens (2003) para experimentos envolvendo medidas de produtividade com dados agregados.

11. Para uma discussão mais detalhada sobre o tema, ver, por exemplo, Edwards (1998).

O terceiro teste examina a hipótese de efeitos comuns contra a de efeitos fixos. O resultado é favorável à estimação do modelo com efeitos fixos. Os efeitos fixos captam a ocorrência de grandes diferenças de produtividade entre os diferentes países da amostra. Por essa razão optou-se pela estimação do modelo com efeitos fixos por meio da inclusão de variáveis *dummies*.

O quarto teste verifica a hipótese de ocorrência ou não de progresso técnico no período analisado. O resultado do teste rejeita a hipótese nula de que não houve progresso técnico no período analisado, sendo, portanto, indispensável considerá-lo na estimação da fronteira de produção.

Os valores calculados para a série de VT, conforme a equação (5), encontram-se dispostos nas tabelas do anexo. A série VT constitui a variável dependente para a estimação das equações (6) e (7). Essa série servirá de base para testar as hipóteses de Romer (1990) e Nelson e Phelps (1966).

A estimação da equação (6) é realizada com dados em painel com o procedimento de erros-padrão Newey-West para os coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com efeitos fixos, tendo-se como referência a especificação de Benhabib e Spiegel (1994). A escolha desse procedimento de estimação decorreu da identificação de heterocedasticidade e autocorrelação de primeira ordem painel. Os resultados são apresentados na tabela 4. Utilizou-se, também, o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo (MQGF), de forma a considerar a existência de heterocedasticidade e autocorrelação na estimação dos parâmetros. Desde que as estimativas dos parâmetros e suas significâncias estatísticas foram bastante semelhantes, optou-se pelo primeiro método.

TABELA 4

Estimativa dos efeitos do capital humano sobre o progresso técnico

Variáveis explicativas/ parâmetros	Amostra ampla	Países desenvolvidos	Países de renda média	Países pobres
	MQO	MQO	MQO	MQO
$h_{i,t}$	0.0152 (0.0009)	0.0078 (0.0007)	0.0181 (0.0014)	0.0227 (0.0057)
$h_{i,t} \left(\frac{y_{\max} - y_{i,t}}{y_{i,t}} \right)$	0.0019 (0.0002)	-0.0004* (0.0005)	0.0030 (0.0004)	0.0014 (0.0004)
ρ	0.2739	0.2188	0.3364	0.0816

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

Notas: O parâmetro ρ refere-se ao coeficiente de autocorrelação e seus valores foram estimados com a utilização do Método de Mínimos Quadrados Generalizados (MMQG).

* Não significativo nos níveis de significância usuais.

O coeficiente estimado da variável capital humano é positivo e significativo para o nível de significância de 5% em todas as amostras dos subgrupos de países

e para a amostra ampla conforme seus graus de desenvolvimento. Esse resultado indica, portanto, a importância do capital humano como um determinante do processo de geração de tecnologia. Neste sentido, a hipótese levantada por Romer (1990) é estatisticamente confirmada.

O componente que especifica o processo de difusão tecnológica e o efeito *catching-up* sugerido por Nelson e Phelps (1966) é significativo para o nível de 5% e afeta positivamente o progresso tecnológico na amostra ampla de países. Ou seja, há efetivamente um efeito positivo resultante da interação entre o capital humano e o grau do *gap* tecnológico entre os países que são líderes em tecnologia e os seus seguidores. Esse mesmo resultado se repete quando se consideram os subgrupos de países de renda média e pobre. Isoladamente, os países desenvolvidos não gozam desse benefício.

Benhabib e Spiegel (1994), utilizando regressões de corte transversal, obtêm esses mesmos resultados que parecem indicar que o componente de difusão e *catching-up* não apresentam importância para os países mais ricos. Deve-se ressaltar, no entanto, que no artigo desses autores a amostra dos países ricos pode estar fortemente condicionada pelo nível de renda inicial adotado, que tomou como base o ano de 1965. Assim sendo, os resultados dos dois experimentos não podem ser considerados estritamente comparáveis.

Em resumo, as estimativas realizadas mostram que o processo de inovação tecnológica é fortemente influenciado pelo estoque de capital humano em todos os grupos de países investigados, de acordo com o indicado por Romer (1990). Por sua vez, a difusão tecnológica e o efeito *catching-up*, sugeridos por Nelson e Phelps (1966), apresentam benefícios claros na direção dos países seguidores.

Uma hipótese complementar testada neste artigo relaciona-se com o processo de *catching-up* e que tem sido objeto de muita investigação empírica. Nos modelos de crescimento, baseados na tradição neoclássica, a atenção é toda dedicada às relações entre distribuição de renda, acumulação de capital e crescimento econômico. Como, por suposição, a tecnologia é considerada um bem público e, portanto, livremente disponível para os países que dela desejam fazer uso, nenhuma atenção é destacada nesses modelos ao papel desempenhado por ela nas suas relações com a distribuição de renda e o crescimento.

Para testar a hipótese de convergência absoluta, estimou-se a equação (7) com dados em painel com efeitos comuns, em intervalos de tempo de cinco anos, e com a adoção do procedimento de Newey-West, tendo como base o método de MQO. A tabela 5 apresenta as estimativas dos parâmetros da equação (7) com o objetivo de identificar a existência de processos de convergência absoluta. Neste caso, utiliza-se como variável dependente a taxa de variação no progresso técnico, obtida através da expressão (4). As regressões são em corte transversal e foram

realizadas usando-se painéis em intervalos de cinco anos no período 1960-1990 e nos subperíodos 1960-1975 e 1975-1990.

TABELA 5

Convergência absoluta do progresso técnico

Variáveis explicativas/parâmetros	Períodos		
	1960-1990	1960-1975	1975-1990
$\ln y_{i,0}$	-0.0068* (0.0052)	0.0086* (0.0061)	-0.0366** (0.0062)
Intercepto	0.0973 (0.0509)	-0.0785* (0.0595)	0.4149** (0.0623)

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

Notas: * Não significativo nos níveis de significância usuais.

** Significativo no nível de 1%.

Para o período integral da amostra, 1960-1990, o regressor estimado de $\ln y_{i,0}$ não foi significativo, enfraquecendo, portanto, a ideia de que o progresso técnico possa ter seguido um processo de *catching-up* automático. O mesmo resultado se repete para o subperíodo 1960-1975.

Já em relação a 1975-1990, para um nível de significância de 1%, efetivamente, há indicação de ocorrência de um processo de convergência da difusão tecnológica. Assim, os resultados sugerem que no último subperíodo, países com níveis de renda *per capita* inicial mais baixos foram beneficiados por um processo de *catching-up* em consequência, sobretudo, da difusão do progresso técnico.

4 CONCLUSÕES

A importância do capital humano como um fator estratégico para o crescimento econômico constitui uma tradição na literatura econômica. No entanto, ainda persistem as discussões sobre os canais pelos quais se exerce essa influência. Duas principais linhas de pesquisa, aparentemente antagônicas, predominam nos estudos empíricos.

Ambas situam-se no âmbito da teoria de crescimento endógeno, sendo que uma delas, iniciada por Lucas (1988), modela o capital humano na função de produção como qualquer outro insumo do processo produtivo. A outra abordagem, devida a Nelson e Phelps (1966), associa o processo de difusão tecnológica e *catch-up* à disponibilidade de capital humano. Dentro desta mesma linha de pensamento, Romer (1990) considera o capital humano como o elemento dinâmico e determinante do processo de inovação tecnológica.

De acordo com esta última abordagem, que é o objetivo central deste artigo, os resultados obtidos comprovam os efeitos proporcionados pelo capital humano

tanto no processo de inovação tecnológica como na difusão da tecnologia, a partir dos países mais desenvolvidos em benefício dos países menos desenvolvidos. Vale salientar que este resultado empírico não invalida a hipótese defendida por Lucas (1988) de que o capital humano deveria ser considerado como um fator de produção e, em assim sendo, o crescimento econômico seria explicado por sua acumulação.

Nesse sentido, as hipóteses de Romer (1990) e Nelson e Phelps (1966) sobre a influência do capital humano no progresso técnico se confirmam para o grupo de países analisados. Deve-se ressaltar, no entanto, que para os países mais desenvolvidos e, portanto, líderes em tecnologia, embora o capital humano impacte positivamente o progresso técnico a difusão tecnológica não beneficia esses países.

Deve-se enfatizar o condicionamento imposto pelo capital humano na efetivação dos dois processos, sendo esse aspecto bastante claro quando se utiliza como regressor a interação entre esse fator e a medida do *gap* tecnológico proposto por Nelson e Phelps (1966). As estimativas identificam que os países desenvolvidos não se beneficiam da difusão tecnológica. Na realidade, esse processo está fortemente presente naqueles países com capital humano revestido de qualidade e requisitos necessários ao processo de absorção de conhecimento e de novos padrões tecnológicos.

Por fim, analisou-se a ocorrência de convergência absoluta proporcionada pelo progresso técnico. No período integral da amostra, 1960-1990, e subperíodo 1960-1975 não se verifica convergência. Em relação ao subperíodo seguinte, 1975-1990, observa-se a ocorrência do efeito de *catching-up* dos países com níveis de renda *per capita* mais baixos em relação aos mais desenvolvidos, constituindo-se o progresso técnico como uma das prováveis explicações desse processo.

É importante destacar que a abordagem do *gap* tecnológico, em contraposição à ideia de que a tecnologia é um bem público, reconhece que, embora o processo tecnológico possa ter algumas características de bem público, ele está fortemente enraizado nas estruturas organizacionais e que a transferência de tecnologia constitui um processo bastante complexo e não se dá de forma automática. Além disso, fatores condicionantes locais, também de natureza institucional, dentre os quais se destaca a disponibilidade de capital humano, determinam a capacidade de absorção tecnológica e a velocidade com que é manifestada. Dessa forma, as diferenças nos padrões tecnológicos determinam forte influência nas diferenças dos níveis de renda *per capita* dos países.

ABSTRACT

According to the Schumpeterian approach, growth is explained by initial endowment of human capital since this influences the nation capability of innovating and of catching up the technology of leader nation. Nelson and Phelps (1966) describe growth as being driven by the stock of human capital which in turn affect a country's ability to innovate and catch up with more advanced countries. In Romer (1990)

approach, growth is driven by technological change that arises from intentional decisions made by profit-maximizing agents. Objective of this paper is to verify empirically in line with these two approaches the influence of the human capital on economic growth across its effects on technological diffusion and product growth. The empirical analysis is performed using the stochastic frontier approach and the output-oriented Malmquist. This index is decomposed into two components: technological progress and efficiency change. We use the technological progress component part of the Malmquist index to verify both Nelson-Phelps and Romer approaches.

REFERÊNCIAS

- BARRO, R. J.; LEE, J. W. International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 363-394, 1993.
- _____. International measures of schooling years and schooling quality. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, v. 86, p. 218-223, 1996.
- _____. *International data on educational attainment: updates and implications*. Apr. 2000. 34 p. (CID Working Paper, n. 42).
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, v. 20, p. 325-332, 1995.
- BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 72-85, Dec. 1986.
- BECKER, G. S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press, 1964 (1993, 3. ed.).
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. The role of human capital in economic development: evidence aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, v. 34, p. 143-173, 1994.
- BITTENCOURT DA SILVA, A.; MARINHO, E. L. L. *Produtividade, crescimento econômico e dinâmica transicional: um estudo comparado para grupos de países*. CAEN, 2004. Mimeografado.
- CAVES, D. W.; CHRISTENSEN, L. R.; DIEWERT, W. E. Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index number. *Economic Journal*, v. 92, p. 73-86, 1982.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- DUFFY, J.; PAPAGEORGIOU, C. A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. *Journal of Economic Growth*, v. 5, p. 87-120, 2000.
- EDWARDS, S. Openness, productivity and growth: what do we really know? *The Economic Journal*, v. 108, p. 383-398, Mar. 1998.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LINDGREN, B.; ROOS, P. Productivity changes in Swedish pharmacies 1980-1989: a non-parametric Malmquist approach. *Journal of Productivity Analysis*, v. 3, p. 85-101, 1992.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, series A*, CXX, part 3, p. 253-290, 1957.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, v. 83, p. 29-35, 2004.

GRIFELL-TATJÉ, E.; LOVELL, C. A. A note on the Malmquist productivity index. *Economics Letters*, v. 47, p. 169-175, 1995.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. *Penn World Table Version 6.1*. Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP), Oct. 2002.

KLEIN, P. G.; LUU, H. *Politics and productivity*. Merrill Lynch Capital Markets Bank Ltd., 2001.

KNELLER, R.; STEVENS, P. A. The specification of the aggregate production function in the presence of inefficiency. *Economic Letters*, v. 81, p. 223-226, 2003.

KODE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, Notes and Comments, v. 54, n. 5, p. 1.243-1.248, 1986.

KOOP, G.; OSIEWALSKI, J.; STEEL, M. F. J. The components of output growth: a stochastic frontier analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. 4, p. 455-487, Nov. 1999.

KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H. Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach. *Economics Letters*, v. 88, n. 3, p. 300-305, Sep. 2005.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.

MALMQUÏST, S. Index number and indifference curves. *Trabajos de Estadística*, v. 4, n.1, p. 209-242, 1953.

MILLER, S.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, v. 63, p. 399-423, 2000.

NELSON, R.; PHELPS, E. Investment in humans, technological diffusion and economic growth. *American Economic Review, Paper and Proceedings*, v. 56, n. 2, p. 69-75, 1966.

PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. *World Development*, v. 22, p. 1. 235-1.343, 1994.

_____. *The profitability of investment in education: concepts and methods*. Washington, D.C.: World Bank, 1995 (Working Paper).

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1.002-1.037, 1986.

_____. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, part 2, p. 71-102, 1990.

SCHULTZ, T. *The economic value of education*. New York: Columbia University Press, 1963.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

_____. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economic and Statistics*, v. 39, p. 312-320, 1957.

TASKIN, F.; ZAIM, O. Catching-up and innovation in high-and-low-income countries. *Economic Letters*, v. 54, p. 93-100, 1997.

(Originais submetidos em agosto de 2007. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

ANEXO A
 TABELA A.1
Variación técnica dos países desenvolvidos: decomposição do índice de produtividade de Malmquist – 1960-1990
 (1960 = 1,00)

Anos	Países																							
	AUS	AUT	BEL	CAN	CHE	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	IRL	ISL	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	PRT	SWE	USA	HKG	SGP	
1960	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1961	1,026	1,001	0,973	1,005	0,952	1,003	0,933	0,971	1,005	1,004	0,965	0,996	1,034	0,957	0,979	1,018	0,984	0,997	0,978	0,999	0,986	0,964	1,000	1,000
1962	0,976	1,018	0,983	0,961	1,001	1,003	0,967	1,011	0,997	1,006	1,031	1,009	0,980	0,966	1,007	0,996	1,001	1,002	0,979	1,002	0,971	0,938	0,883	0,883
1963	0,987	1,009	0,984	0,983	1,005	1,012	0,984	0,992	1,005	1,001	0,974	1,005	0,945	0,984	1,000	1,010	0,994	0,998	0,981	1,001	0,982	0,909	0,982	0,982
1964	0,992	0,999	0,972	0,975	1,003	0,995	1,004	0,984	1,000	0,999	0,992	1,006	0,987	1,010	0,992	0,988	0,996	1,001	0,987	1,000	0,975	0,950	0,973	0,973
1965	1,009	1,013	0,997	0,992	1,004	1,003	1,002	0,987	1,005	1,003	0,996	1,017	1,002	0,998	1,021	1,003	0,996	1,003	0,982	1,003	0,979	0,934	1,135	1,135
1966	0,997	0,999	1,004	0,994	1,008	1,008	1,000	1,010	1,005	1,007	1,008	1,023	1,001	0,970	0,992	1,011	0,998	1,003	0,993	1,004	0,991	0,972	1,001	1,001
1967	1,003	1,011	0,995	1,008	1,005	1,004	1,008	1,008	1,004	1,005	1,008	0,993	1,011	0,963	0,998	1,001	0,998	1,005	0,986	1,003	0,996	0,998	0,994	0,994
1968	0,994	1,006	0,994	0,999	1,009	1,007	1,003	1,017	1,006	0,999	0,999	0,995	1,091	0,970	1,000	0,998	1,003	1,005	0,990	1,003	0,992	0,986	0,988	0,988
1969	1,003	0,998	0,984	1,001	1,001	0,997	0,996	0,935	0,996	1,001	0,994	1,001	1,026	0,984	1,002	0,999	0,998	0,984	1,004	1,000	0,996	0,963	0,996	0,996
1970	1,004	0,998	0,990	1,009	0,994	1,009	1,007	0,985	1,003	1,005	1,002	1,010	0,980	0,993	1,003	0,999	1,003	1,008	0,999	1,001	1,000	0,964	1,005	1,005
1971	1,005	1,003	0,999	0,997	1,000	1,006	1,003	1,007	1,005	1,004	1,002	1,008	0,923	1,005	1,007	1,003	0,995	1,000	1,002	1,004	0,990	0,970	1,007	1,007
1972	1,005	1,000	1,000	1,002	1,003	0,999	0,998	0,983	1,002	0,993	1,001	0,997	1,005	0,998	1,004	1,006	1,000	1,001	1,002	1,003	0,991	0,972	1,004	1,004
1973	0,999	1,003	0,994	0,998	1,005	1,007	1,002	0,993	0,999	0,988	1,003	1,001	0,988	0,986	1,004	0,999	0,999	1,000	1,003	1,002	0,995	0,966	1,005	1,005
1974	1,015	1,006	1,003	1,005	1,006	1,044	1,002	1,002	1,007	1,023	1,031	1,005	1,001	0,991	1,030	1,003	1,001	1,003	1,003	1,001	1,003	1,006	1,009	1,009

(continua)

(continuação)

Anos	Países																						
	AUS	AUT	BEL	CAN	CHE	DNK	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	IRL	ISL	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	PRT	SWE	USA	HKG	SGP
1975	1,020	1,021	1,020	1,009	1,058	1,065	1,012	1,007	1,037	1,030	0,996	0,999	1,024	1,032	1,037	1,029	1,002	1,008	1,011	1,005	1,012	1,019	1,017
1976	0,998	0,998	0,995	1,004	1,105	0,960	1,008	1,031	1,000	0,998	0,994	1,023	1,005	0,981	1,021	0,996	1,001	1,008	0,988	1,011	0,987	0,956	1,009
1977	1,030	1,000	1,012	1,009	1,034	1,037	1,013	1,023	1,000	0,999	1,017	0,979	0,970	1,006	1,010	1,013	1,003	1,035	0,998	1,020	0,999	0,981	1,008
1978	0,996	1,026	1,009	1,007	1,023	1,018	1,022	1,016	1,022	1,001	0,994	0,998	1,002	0,997	1,010	1,009	1,005	1,019	1,006	1,011	1,000	0,998	0,999
1979	1,017	0,990	1,009	1,004	1,007	1,009	1,033	0,960	0,985	1,010	1,010	1,008	1,008	0,997	1,009	1,015	1,001	1,015	1,000	1,001	1,003	0,997	0,993
1980	1,011	1,011	0,992	1,016	0,992	1,059	1,017	0,994	1,013	1,044	1,030	1,008	0,997	1,001	1,025	1,023	1,002	1,017	1,005	1,011	1,008	1,000	0,998
1981	1,006	1,034	1,027	1,008	0,992	1,069	1,046	1,008	1,021	1,049	1,059	1,009	1,008	1,010	1,023	1,044	1,008	1,002	1,008	1,024	1,005	1,002	1,001
1982	1,064	1,013	1,025	1,082	1,046	1,012	1,018	1,004	1,014	1,013	1,054	1,009	1,015	1,009	1,023	1,049	1,011	1,000	1,010	1,016	1,024	1,005	1,003
1983	0,996	1,005	1,028	1,016	1,039	1,024	1,029	1,008	1,015	0,995	1,056	1,040	1,065	1,011	1,033	1,033	1,002	1,015	1,018	1,014	0,998	0,999	1,002
1984	1,007	1,032	1,005	0,981	1,016	1,007	1,030	0,999	1,006	1,016	1,037	0,990	0,999	1,002	1,013	1,006	1,001	1,003	1,028	1,003	0,997	0,997	0,999
1985	1,007	1,007	1,013	1,000	1,002	1,010	1,022	1,004	1,024	0,999	1,019	1,008	1,017	1,003	1,014	1,017	1,003	1,021	1,006	1,015	1,006	1,009	1,045
1986	1,015	1,016	1,013	1,024	1,011	1,002	1,014	1,008	1,025	1,001	1,040	1,043	0,997	1,007	1,023	1,018	1,004	1,017	1,004	1,011	1,006	0,991	1,014
1987	1,002	1,017	1,008	1,000	1,019	1,059	0,996	1,002	0,996	1,003	1,082	0,993	0,996	1,004	1,003	1,018	1,006	1,022	0,998	1,011	1,004	0,999	0,982
1988	1,005	0,993	1,002	1,001	1,022	1,020	0,989	1,001	1,000	0,996	1,004	0,997	1,019	0,999	0,995	1,017	1,008	1,028	0,995	1,010	1,004	1,004	0,979
1989	1,005	0,996	1,005	1,014	0,998	1,049	1,007	1,001	1,009	1,011	1,026	0,999	1,029	1,004	0,996	1,006	1,008	1,029	1,004	1,010	1,005	1,005	0,985
1990	1,033	1,003	1,006	1,055	0,981	1,040	1,006	1,006	1,009	1,023	1,058	0,999	1,030	1,005	1,003	1,010	1,008	1,029	1,006	1,012	1,006	1,004	0,991

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

(continuação)

Anos	Países																											
	TUR	FII	KOR	MYS	PNG	PHL	TWN	THA	LKA	MUS	ZAF	ARG	BOL	BRA	CHL	COL	CRI	DOM	ECU	SLV	GTM	JAM	MEX	PRY	PER	TTO	URY	VEN
1975	1,006	1,021	1,034	1,061	1,079	1,021	1,024	0,992	1,027	0,990	1,023	1,025	0,998	1,009	1,203	1,008	1,017	1,017	1,003	1,040	1,011	1,066	1,015	1,008	1,005	1,026	0,993	1,007
1976	1,003	1,014	0,997	0,987	1,107	1,003	0,948	0,967	1,039	0,842	1,026	1,053	0,991	0,999	1,015	1,005	1,017	1,017	1,003	1,010	1,009	1,091	1,017	1,027	1,013	0,987	1,008	0,980
1977	1,011	1,009	1,000	1,007	1,102	1,019	0,975	0,961	1,034	0,965	1,046	0,978	1,000	1,010	0,972	1,001	1,014	1,014	1,002	1,028	0,999	1,053	1,036	0,978	1,021	1,009	1,017	0,991
1978	1,022	1,022	1,011	1,016	1,007	1,023	0,948	0,968	1,037	0,998	1,040	1,079	1,021	1,022	0,976	0,995	1,018	1,018	1,007	1,022	1,006	1,047	0,995	0,985	1,075	0,989	0,996	1,009
1979	1,037	0,996	1,016	1,008	1,089	1,025	1,003	1,012	1,051	0,999	1,033	0,958	1,031	1,005	0,979	1,005	1,010	1,010	1,009	1,120	0,998	1,061	0,999	0,982	1,030	1,007	0,993	1,006
1980	1,052	1,028	1,133	0,999	1,134	1,028	1,002	1,013	1,053	1,078	0,998	1,005	1,051	1,001	1,010	1,007	1,018	1,018	1,011	1,201	1,004	1,116	1,001	1,022	1,014	1,012	1,000	1,075
1981	1,003	1,016	1,031	1,015	1,104	1,048	1,010	0,997	1,025	1,002	1,015	1,092	1,043	1,079	1,009	1,014	1,010	1,010	1,022	1,180	1,024	1,060	1,001	0,998	0,978	0,980	1,015	1,036
1982	1,022	1,052	1,011	1,033	1,116	1,050	1,027	1,025	1,025	0,950	1,042	1,136	1,087	1,060	1,122	1,026	1,029	1,036	1,150	1,051	1,075	1,052	1,078	1,054	0,986	1,124	1,068	
1983	1,015	1,049	0,993	1,021	1,078	1,071	0,988	1,009	1,009	1,037	1,066	1,005	1,110	1,102	1,106	1,030	1,058	1,058	1,103	1,069	1,057	1,059	1,111	1,078	1,180	1,076	1,168	1,030
1984	1,012	1,006	1,012	1,009	1,080	1,156	0,970	1,011	1,069	1,002	1,019	1,017	1,063	1,023	0,999	1,025	1,062	1,062	1,048	1,083	1,062	1,073	1,031	1,089	1,025	0,969	1,053	1,053
1985	1,019	1,063	1,030	1,086	1,023	1,135	1,017	1,028	1,012	0,987	1,071	1,111	1,089	0,998	1,030	1,017	1,061	1,061	1,040	1,077	1,066	1,098	1,054	1,040	1,038	1,148	1,027	1,048
1986	1,012	1,034	0,981	1,075	1,066	1,066	0,967	1,021	1,063	0,980	1,075	0,984	1,115	1,011	1,023	1,010	1,044	1,044	1,052	1,100	1,049	1,072	1,107	1,072	0,958	1,092	0,947	0,995
1987	1,005	1,070	0,992	1,026	1,090	1,040	0,988	1,001	1,075	0,995	1,048	1,024	1,059	1,036	1,026	1,012	1,081	1,081	1,127	1,073	1,063	0,999	1,058	1,044	0,980	1,042	0,960	1,018
1988	1,037	1,057	0,989	0,991	1,136	1,024	1,004	0,991	1,056	1,006	1,051	1,118	1,064	1,070	1,017	1,021	1,030	1,030	0,990	1,098	1,037	1,083	1,103	0,999	1,163	1,063	1,058	1,022
1989	1,048	0,989	1,018	0,983	1,087	1,049	1,004	1,004	1,056	1,004	1,054	1,163	1,050	1,052	0,982	1,023	1,084	1,084	1,080	1,121	1,051	1,056	1,045	0,992	1,244	1,066	1,041	1,115
1990	1,008	1,052	1,000	0,995	1,141	1,072	1,006	1,003	1,049	1,006	1,068	1,111	1,066	1,124	1,043	1,024	1,097	1,097	1,063	1,102	1,054	1,039	1,037	1,053	1,122	1,099	1,055	1,009

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

TABELA A.3
Varição técnica dos países pobres: decomposição do índice de produtividade de Malmquist – 1960-1990
 (1960 = 1,00)

Anos	Países																
	IDN	BGD	PAK	CMR	CAF	GHA	KEN	LSO	MWI	MLI	TGO	UGA	ZMB	ZWE	HND	NIC	IND
1960	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1961	0,981	0,970	0,944	1,001	1,000	0,891	1,000	0,982	0,964	1,001	0,906	1,019	0,992	0,873	0,995	0,972	0,949
1962	1,025	0,906	0,930	0,997	1,007	0,854	0,888	0,910	0,997	1,003	1,008	0,966	1,103	0,971	0,998	0,950	0,967
1963	1,049	0,944	0,925	0,999	1,023	1,044	0,935	0,967	1,044	0,986	0,968	0,998	0,943	0,929	1,019	0,990	0,941
1964	0,995	0,969	0,902	1,000	0,985	0,910	0,920	0,991	0,952	1,102	1,024	0,994	0,879	0,881	0,985	0,995	0,956
1965	1,046	0,966	0,923	1,006	1,020	1,233	0,968	1,009	0,975	0,927	0,943	0,986	1,049	0,861	0,952	0,998	1,011
1966	0,992	0,950	0,883	0,999	1,017	0,818	0,884	1,027	0,995	0,991	0,927	0,986	1,114	0,848	0,997	1,011	1,016
1967	1,034	1,013	0,965	1,134	1,057	0,999	0,967	0,975	1,002	0,976	0,979	1,013	0,995	0,925	1,011	1,001	0,938
1968	0,945	0,924	0,940	0,952	0,954	0,903	0,988	1,042	1,061	0,952	1,002	1,009	1,063	1,048	0,984	1,015	0,961
1969	0,987	0,953	0,908	0,993	1,001	0,986	0,938	1,047	1,010	0,992	1,003	0,996	1,066	0,764	1,031	1,000	0,947
1970	0,995	0,921	0,937	1,016	1,017	0,885	1,093	1,045	1,133	0,934	1,010	1,029	1,069	0,812	1,018	1,031	1,004
1971	1,000	1,015	0,985	0,993	1,037	0,924	0,805	1,012	0,866	0,963	1,219	0,983	1,051	0,930	0,961	1,027	1,005
1972	1,002	1,087	0,942	1,035	1,053	0,994	0,890	1,067	1,053	0,968	0,975	1,047	0,996	0,867	0,993	1,021	1,021
1973	0,988	1,011	0,936	1,020	1,024	1,027	0,996	0,903	0,967	1,017	1,006	1,072	1,085	1,019	1,012	1,061	1,009
1974	1,011	0,867	1,006	0,961	1,108	1,032	0,958	0,999	1,044	1,005	1,003	1,058	1,039	0,968	1,108	0,960	1,033

(continua)

(continuação)

Anos	Países																
	IDN	BGD	PAK	CMR	CAF	GHA	KEN	LSO	MWI	MLI	TGO	UGA	ZMB	ZWE	HND	NIC	IND
1975	1,006	1,005	0,963	0,950	1,085	1,145	1,015	1,160	1,083	0,929	1,160	1,046	1,104	0,910	0,997	1,022	0,955
1976	1,018	0,962	0,977	1,129	1,029	1,064	1,027	1,067	1,009	0,907	0,948	1,079	0,987	0,915	0,974	1,014	1,013
1977	1,003	1,013	0,998	0,939	1,063	1,066	0,968	0,986	1,042	0,998	1,190	1,074	1,150	1,072	1,029	1,034	0,989
1978	1,005	0,970	0,955	0,937	1,018	0,913	0,983	0,918	1,066	1,039	1,118	1,131	1,092	1,016	0,992	1,087	1,001
1979	1,015	0,966	1,024	1,011	1,070	1,046	0,960	1,107	1,023	0,958	1,029	1,347	1,127	0,982	1,008	1,377	1,079
1980	1,007	1,043	0,943	1,121	1,135	1,079	1,010	1,150	1,136	1,078	0,870	1,099	1,081	0,895	1,058	1,103	0,996
1981	1,007	0,935	0,948	0,947	1,119	1,064	1,017	1,123	1,119	1,097	1,114	0,787	1,026	0,963	1,010	1,070	1,008
1982	1,060	0,997	0,988	1,005	1,081	1,048	1,015	1,114	1,091	1,090	1,074	1,043	1,161	1,006	1,038	1,043	1,002
1983	1,024	0,984	0,976	1,045	1,236	1,121	1,032	1,106	1,095	0,987	1,140	1,050	1,158	1,006	1,098	1,026	0,997
1984	1,023	1,001	0,998	1,033	1,018	0,995	1,022	1,151	1,059	1,008	1,012	1,096	1,120	1,023	1,075	1,079	1,026
1985	1,053	1,010	1,002	1,026	1,062	1,027	1,039	1,100	1,124	1,072	1,074	1,144	1,137	0,993	1,040	1,134	1,012
1986	1,044	1,005	0,999	0,997	1,076	1,041	0,977	1,073	1,108	1,147	1,129	1,143	1,130	1,010	1,073	1,084	1,013
1987	1,053	1,012	0,999	1,100	1,141	1,054	1,013	1,097	1,133	1,066	1,124	1,098	1,146	1,025	1,047	1,110	1,020
1988	1,033	1,014	1,004	1,190	1,104	1,028	1,006	1,070	1,126	1,049	1,036	1,102	1,098	0,994	1,081	1,328	1,006
1989	1,015	1,015	1,004	1,159	1,108	1,042	1,025	1,156	1,130	0,959	1,060	1,105	1,143	0,992	1,044	1,142	1,009
1990	1,016	1,005	1,012	1,162	1,132	1,066	1,025	1,201	1,103	1,128	1,166	1,057	1,136	1,002	1,118	1,073	1,016

Fonte: Resultados obtidos pelos autores.

PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS*

Jaimilton Carvalho**

José Angelo Divino***

Este trabalho teve por objetivo testar a validade da Paridade Descoberta da Taxa de Juros – Uncovered Interest Rate Parity (UIP) – para os principais países da América Latina, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Partiu-se do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) e foram utilizados Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moment (GMM) e dados em painel nas estimativas. Considerou-se o efeito de diferentes regimes cambiais, representados por câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante. Os resultados empíricos indicam a validade da UIP no mencionado período, independentemente do regime cambial adotado. Tais evidências se mostram de acordo com a elevada mobilidade de capitais observada nos principais países da América Latina após a adoção de planos de estabilização econômica.

1 INTRODUÇÃO

O surgimento de condições favoráveis ao comércio de ativos financeiros em países latino-americanos ao longo dos últimos anos tem revelado caminhos para a integração entre mercados financeiros domésticos e externos. Entre essas condições, destacam-se o aumento da credibilidade ou redução de risco país em termos mundiais, a possibilidade de se obter taxas mais atrativas de remuneração do capital e a flexibilidade em legislações juntamente com a ausência de barreiras para ingresso de capitais de curto e longo prazo.¹ Com efeito, o objetivo deste trabalho é avaliar o grau de integração financeira da América Latina em relação à economia mundial por meio da observância da Paridade Descoberta da Taxa de Juros – Uncovered Interest Rate Parity (UIP) – entre os principais países da região, isto é, Argentina, Brasil, Chile e México, tomando-se os Estados Unidos como economia internacional de referência.

Aqueles países foram escolhidos pela importância política e representatividade econômica que possuem na região. Além disso, experimentaram programas de estabilização econômica semelhantes na última década, os quais foram bem-sucedidos em promover a estabilidade de preços na região. Mudanças de política econômica, porém, ocorreram no período pós-estabilidade. O Brasil, por exemplo, passou pela

* Os autores agradecem ao editor, a dois pareceristas anônimos e aos participantes do XXXVI Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC) pelos comentários e sugestões. Todos os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

** Doutorando em economia da Universidade Católica de Brasília (UCB).

*** Professor do Programa de Mestrado e Doutorado em Economia da UCB.

1. Para uma análise do caso brasileiro, ver Garcia e Barcinski (1998).

mudança no regime cambial em janeiro de 1999, adotando câmbio flexível após o regime de flutuação controlada que se seguiu ao Plano Real. Posteriormente, implantou-se o regime de metas de inflação. A Argentina, que seguia um regime de câmbio fixo como âncora para a política monetária, não suportou as pressões do mercado, permitiu a desvalorização cambial e adotou um regime de câmbio flexível a partir de janeiro de 2002. Já México e Chile não promoveram mudança no regime cambial no período recente. Dessa forma, conforme sugere Shambaugh (2004), deve-se controlar para os efeitos de mudança de regime cambial em análises empíricas da UIP para tais países. Além da taxa de câmbio, taxas de juros domésticas também são afetadas por mudanças no regime cambial. E são justamente essas variáveis que entram na avaliação empírica da UIP.

É comum, em abordagens teóricas, postular sobre condições de não arbitragem entre diferencial de juros e variação na taxa de câmbio. Alguns estudos empíricos confirmam tal hipótese, sugerindo a existência de uma UIP que impossibilita os agentes de obterem lucros por meio de arbitragem nos mercados internacionais de câmbio e de títulos.² Tal hipótese, em modelos teóricos, revela-se fundamental para descrever o comportamento de taxas de câmbio e de juros.

Conforme destacam Edwards e Khan (1985) e Shambaugh (2004), a taxa de juros doméstica pode ser afetada por vários fatores, incluindo taxas de juros internacionais, fatores de risco e condições específicas do mercado financeiro doméstico. Ponderam ainda que, se uma economia é completamente aberta ao resto do mundo e não há impedimentos ao fluxo de capitais, a taxa de juros doméstica pode ser afetada pelas taxas internacionais e estas podem ser altamente correlacionadas.

Inobstante o embasamento teórico e a utilização em muitas instituições financeiras e governamentais, estimativas empíricas da UIP podem apresentar diversos problemas, desvios ou anomalias.³ Comumente citados na literatura são a correlação serial dos resíduos, o *peso problem*, a presença de variáveis não diretamente verificáveis ou não mensuráveis, a existência de um prêmio de risco invariante no tempo, a forma funcional ou hipóteses assumidas para variáveis em expectativas, dentre outros.

Apesar desses aspectos desfavoráveis, testes empíricos para a hipótese da UIP vêm corroborando sua validade em diversos países.⁴ Por exemplo, estudos

2. Ver, por exemplo, Frankel (1992) e Montiel (1994). Uma *survey* recente dessa literatura pode ser obtida em Chinn (2006), que examina resultados empíricos de longo prazo da última década.

3. Froot e Thaler (1990) abordam anomalias comumente verificadas em análises de taxas de câmbio. Revisões de problemas ou desvios observados em testes empíricos da UIP podem ser obtidos em Krasker (1980), Dooley e Isard (1980), Khor e Rojas-Suarez (1991), Baillie e Osterberg (2000), Garcia e Olivares (2001), Francis, Hasan e Hunter (2002), Garcia e Didier (2003), Shambaugh (2004), Sarantis (2006), Alper, Ardic e Fendoglu (2007) e Beyaert, Garcia-Solanes e Pérez-Castejón (2007).

4. Estudos específicos para Argentina, Brasil e México podem ser obtidos, por exemplo, em Blejer (1982), Khor e Rojas-Suarez (1991), Sachsida, Ellery Jr. e Teixeira (2001), Garcia e Olivares (2001) e Holanda e Cavalcante (2001).

anteriores de Chinn e Meredith (2000), Alexius (2001), Carvalho *et al.* (2004) e Chinn (2006), para países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizando dados de títulos de médio e longo prazo, encontram evidências favoráveis a não rejeição da UIP. Berk e Knot (2001) estudam a UIP no curto e médio prazo, analisando as principais moedas mundiais, e verificam que a validade da UIP aumenta em relação direta ao prazo do investimento. Diferentemente, Chaboud e Wright (2005) encontram resultados favoráveis à UIP no curtíssimo prazo.

Apesar da extensa literatura existente, teórica e empírica, continua relevante a realização de estudos sobre o tema devido à distância que ainda separa o forte embasamento teórico da evidência empírica favorável à UIP. Além disso, há uma relativa escassez de estudos para os principais países da América Latina, tomados tanto individualmente quanto em conjunto no período recente, em que a região alcançou relativa estabilidade econômica e, por conseguinte, maior confiança externa para investimentos. Outra contribuição do artigo refere-se ao controle explícito para mudanças de regime cambial na equação de teste da UIP. A mudança de um regime de câmbio fixo para flutuante pode, por si só, comprometer a observância da UIP devido à quebra estrutural que gera na série de taxa de câmbio. Para evitar rejeição espúria, a quebra deve ser apropriadamente modelada na equação de teste.

Partindo-se do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) para se obter uma derivação microfundamentada da versão clássica da UIP, sob a hipótese de previsão perfeita, os resultados empíricos mostraram-se consistentes com os fundamentos teóricos. Surpreendentemente, encontrou-se evidência favorável da UIP para os principais países latino-americanos tomados individualmente, exceto México, e para um painel formado por todos eles.

Aplicou-se o teste da UIP sob diferentes regimes cambiais, representados por câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante, aos referidos países no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. As mudanças de regime cambial ocorridas no período são controladas por meio da inclusão de uma variável *dummy* multiplicativa no modelo econométrico. Este procedimento conduz a estimativas parcimoniosas e evita o caminho tradicional de divisão do período amostral, formando-se subamostras que podem perder confiabilidade devido à redução no número de observações. Tal modelagem mostrou-se estatisticamente robusta e contribuiu para confirmar a evidência favorável à UIP na região.

O artigo está estruturado da seguinte forma: na próxima seção é apresentado o modelo teórico que fundamenta o modelo econométrico utilizado para testar a hipótese da UIP para Argentina, Brasil, Chile e México. A abordagem econométrica é descrita na seção 3. Os resultados empíricos são apresentados e discutidos na seção 4. Finalmente, a quinta seção relata as observações conclusivas.

2 MODELO TEÓRICO

Usualmente, a derivação da UIP segue da condição de arbitragem, conhecida como Paridade Coberta da Taxa de Juros – Covered Interest Rate Parity (CIP) – no mercado futuro de câmbio. Assumindo as premissas de plena mobilidade de capitais, ausência de arbitragem e neutralidade ao risco dos indivíduos tem-se, implicitamente, o entendimento de que as variações esperadas nas taxas de câmbio tendem a se igualar ao diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional de uma economia desenvolvida tomada como base.

Pode-se, alternativamente, derivar a equação da UIP sob a hipótese de previsão perfeita a partir da modelagem proposta por Galí e Monacelli (2005) – G-M para simplificar –, onde o resto do mundo é tratado como uma grande economia que é exógena para uma pequena economia aberta ou país doméstico. Nesse caso, atribui-se um embasamento teórico microfundamentado à equação de teste da UIP.⁵

Conforme sugerem G-M, considera-se que as decisões políticas da economia doméstica não afetam o resto do mundo e que ambos compartilham idênticas preferências, tecnologia e estrutura de mercado. Assume-se, também, que a pequena economia aberta é habitada por um indivíduo representativo, com a população normalizada para o intervalo [0,1], e que o consumidor residente quer maximizar sua utilidade, U , de acordo com preferências dadas por:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) - U(N_t) \right] \quad (1)$$

onde C_t é o consumo, M_t/P_t é o estoque de moeda real e N_t define horas trabalhadas. Especificamente,

$$U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{a_m \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\gamma_m}}{1-\gamma_m} \quad \text{e} \quad U(N_t) = \frac{a_n N_t^{1+\gamma_n}}{1+\gamma_n} \quad (2)$$

com $\sigma, \gamma_m, \gamma_n > 0$ representando o coeficiente de aversão relativa ao risco, elasticidade da demanda por moeda e elasticidade da oferta de trabalho, respectivamente. O índice de consumo agregado, C_t , é definido por:

$$C_t = [(1-\alpha)^{1/\eta} (C_{H,t})^{\eta-1/\eta} + \alpha^{1/\eta} (C_{F,t})^{\eta-1/\eta}]^{\eta/\eta-1} \quad (3)$$

5. O objetivo desta seção é usar a modelagem proposta por Galí e Monacelli (2005) para, a partir de uma restrição orçamentária modificada, derivar a equação de teste da UIP sobre previsão perfeita.

onde $\alpha \in [0, 1]$ é um índice natural de abertura, inversamente relacionado com o grau de viés doméstico das preferências; $\eta > 0$ representa a elasticidade de substituição no consumo de bens domésticos e bens estrangeiros; $C_{H,t}$ e $C_{F,t}$ representam subíndices de consumo doméstico do bem produzido no país e no exterior, respectivamente.

Os subíndices de consumo são agregados por uma função de Elasticidade de Substituição Constante – Constant Elasticity of Substitution (CES) –, admitindo a existência de i bens substitutos imperfeitos, com $i \in [0, 1]$, isto é:

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(i)^{\varepsilon - 1/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/\varepsilon - 1} \quad e \quad C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{F,t}(i)^{\varepsilon - 1/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/\varepsilon - 1} \quad (4)$$

onde $\varepsilon > 1$ representa a elasticidade de substituição entre os i s bens.

De maneira similar, os preços são definidos por:

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{1/\varepsilon} \quad e \quad P_{F,t} = \left(\int_0^1 P_{F,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{1/\varepsilon} \quad (5)$$

com $P_{H,t}$ e $P_{F,t}$ representando índices de preços domésticos do bem produzido no país e no exterior, respectivamente. O índice de preços agregado é representado por:

$$P_t = [(1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{1/\eta} \quad (6)$$

As funções de demanda resultantes da minimização de custos para se consumir uma dada cesta de bens são representadas por:

$$C_{H,t}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \quad e \quad C_{F,t}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{F,t} \quad (7)$$

Combinando as equações (3) e (7), obtém-se a seguinte alocação ótima de gastos entre bens domésticos e importados:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad e \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (8)$$

A restrição orçamentária nominal do consumidor no período corrente pode ser escrita como:

$$P_t C_t + M_t + v_{t,t+1} B_{t+1} + e_t v_{t,t+1}^* B_{t+1}^* \leq W_t N_t + B_t + e_t B_t^* + M_{t-1} + T_t + \Pi_t$$

$$\text{com } P_t C_t = \int_0^1 [P_{H,t}(i) C_{H,t}(i) + P_{F,t}(i) C_{F,t}(i)] di \quad (9)$$

onde B_{t+1} (B_{t+1}^*) é o investimento feito no ativo livre de risco doméstico (externo) no período t para resgate em $t+1$; e_t é a taxa nominal de câmbio, definida como o preço doméstico da moeda estrangeira no período corrente; B_t (B_t^*) é o estoque do ativo livre de risco doméstico (externo) carregado entre $t-1$ e t ; M_t são saldos monetários nominais adquiridos em t ; M_{t-1} são saldos monetários nominais adquiridos em $t-1$ e que são levados para t ; T_t representa transferências *lump-sum* do governo; Π_t é o lucro distribuído pela firma; W_t é o salário nominal; e $v_{t,t+1} = 1/R_t = 1/(1+i_t)$ representa o fator de desconto aplicado ao ativo doméstico livre de risco entre $t+1$ e t , com i_t sendo a taxa de juros nominal doméstica. De forma análoga, $v_{t,t+1}^* = 1/R_t^* = 1/(1+i_t^*)$, onde o sobrescrito * denota variáveis do resto do mundo.

Nestas condições, o problema do consumidor residente é escolher $\left\{ C_{t+i}, B_{t+1+i} / P_{t+i}, B_{t+1+i}^* / P_{t+i}, M_{t+i} / P_{t+i}, N_{t+i} \right\}_{i=0}^{\infty}$ para maximizar (1) sujeito a restrição orçamentária descrita por (9). Solucionando o problema de programação dinâmica com horizonte infinito, chega-se às condições de primeira ordem:

$$C_t^{-\sigma} = \frac{\beta}{v_{t,t+1}} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (10)$$

$$C_t^{-\sigma} = \frac{\beta}{v_{t,t+1}^*} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (11)$$

$$C_t^{-\sigma} = a_m \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\gamma_m} + \beta \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (12)$$

$$\left(\frac{W_t}{P_t} \right) C_t^{-\sigma} = a_n \left(\frac{N_t}{P_t} \right)^{\gamma_n} \quad (13)$$

Observa-se que (10) é uma equação de Euler relacionando consumo em t versus investimento de 1 período no título livre risco doméstico para consumo em $t+1$. A equação (11) também representa a transferência de consumo entre t e $t+1$, porém com a poupança entre períodos feita no título sem risco de 1 período emitido no exterior. A equação (12) define a demanda por moeda enquanto (13) representa a oferta ótima de trabalho do consumidor representativo.

Sob a hipótese de não arbitragem, combinando as equações (10) e (11), resulta:

$$\frac{1}{v_{t,t+1}} = \frac{1}{v_{t,t+1}^*} \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (14)$$

Logo, assumindo mercados financeiros internacionais completos, plena mobilidade de capitais e substituindo em (14) os fatores de desconto de uma unidade do título livre risco doméstico e estrangeiro, dados por $v_{t,t+1} = 1/(1+i_t)$ e $v_{t,t+1}^* = 1/(1+i_t^*)$, obtém-se a equação clássica da UIP sob a hipótese de previsão perfeita, ou seja:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (15)$$

Esta equação fornecerá o modelo econométrico usado nos testes empíricos da hipótese da UIP para Argentina, Brasil, Chile e México. Além da avaliação empírica por país tomado individualmente, será considerado um painel formado por aqueles mesmos países. A descrição da modelagem econométrica é apresentada na próxima seção.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

Partindo da equação (15), define-se o seguinte modelo econométrico para teste da hipótese da UIP:

$$R_t = \beta R_t^* \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) + u_t \quad (16)$$

onde R_t representa o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal doméstica [$R_t = (1 + i_t)$]; R_t^* representa o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional [$R_t^* = (1 + i_t^*)$]; u_t é o termo de erro aleatório da regressão. Além disso, a hipótese de previsão perfeita permite escrever a equação (16) como:

$$R_t = \beta \Gamma_t + u_t \quad (17)$$

onde $\Gamma_t = \left[R_t^* \begin{pmatrix} e_{t+1} \\ e_t \end{pmatrix} \right]$. Este será o modelo econométrico utilizado nas estimativas com dados de séries temporais. Caso a hipótese nula de que $\beta = 1$ não seja rejeitada, tem-se evidência empírica favorável à hipótese da UIP.

A equação (17) será estimada por ambos Ordinary Least Squares (OLS) e Generalized Method of Moment (GMM). A utilização de GMM permite que a hipótese de previsão perfeita seja relaxada e, além disso, não exige normalidade dos resíduos (HANSEN, 1982; HAMILTON, 1994). A matriz de instrumentos será constituída por valores defasados de Γt .⁶ A possibilidade de sobreidentificação das condições de momento será avaliada pelo teste de Hansen (1982).

A estimativa com dados de painel se justifica pela possibilidade de controlar para heterogeneidade específica a cada país, permitindo a captura de efeitos de choques agregados que são país-específico. Além disso, possibilita que se tenham maior número de observações e mais variabilidade nos dados. Neste caso, ajustando a equação (17), será utilizado o seguinte modelo econométrico para teste da UIP com dados em painel:

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \eta_j + u_{jt} \quad (18)$$

onde η_j representa choques invariantes ao longo do tempo, não mensuráveis e específicos a cada país j e u_{jt} representa choques idiossincráticos variantes no tempo. Para se proceder com a estimativa de (18), deve-se selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios por meio do teste de Hausman (1978). Observe que a presença de efeitos fixos pode ser interpretada como um prêmio de risco país-específico.

As estimativas da UIP para dados em painel, por motivos semelhantes aos de séries temporais, também serão feitas por OLS e GMM. A matriz de instrumentos será composta por valores defasados de Γ_{jt} e a hipótese de sobreidentificação das condições de momento será avaliada pelos testes de Sargan (1958) e *difference-Sargan*.⁷

A evidência empírica da UIP sob os distintos regimes cambiais, no período proposto para análise, será conduzida acrescentando-se às equações (17) e (18) uma variável *dummy* multiplicativa para mudanças de regime cambial, DRC, que assume valor zero durante regimes com câmbio fixo ou banda cambial e valor 1

6. Nas estimativas foram utilizadas, no máximo, duas defasagens desta variável como instrumentos.

7. Para uma discussão sobre limitações de testes de sobreidentificação para dados em painel, ver, por exemplo, Roodman (2007).

durante o regime com câmbio flutuante. Nesse caso, as formas gerais dos modelos usados para teste da UIP se tornam:

$$R_t = \beta \Gamma_t + \gamma (DRC_t) \Gamma_t + w_t \quad (19)$$

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \gamma (DRC_{jt}) \Gamma_{jt} + \eta_j + w_{jt} \quad (20)$$

Dependendo da significância estatística do parâmetro γ , o teste de hipótese da UIP recairá sobre β ou sobre a soma de β e γ .

4 RESULTADOS

4.1 Dados

Serão utilizadas, para representar o comportamento das taxas de juros domésticas e internacional, taxas de títulos representativos do mercado financeiro de Argentina, Brasil, Chile e México.⁸ A taxa de juros internacional será representada pela *Federal Funds Rate* dos Estados Unidos e a taxa de câmbio pela cotação média de venda da moeda doméstica corrente em relação ao dólar americano. As fontes dos dados são os bancos centrais de Argentina, Brasil, Chile e México, Federal Reserve (Fed) dos Estados Unidos, International Financial Statistics (IFS) e Ipeadata.

A escolha do período proposto para análise, de janeiro de 1995 a dezembro de 2007, é justificada pela adoção de políticas macroeconômicas, voltadas principalmente para a estabilização de preços em vários países da América Latina. A partir de meados da década de 1990, os principais países da região, Argentina, Brasil, Chile e México, haviam experimentado planos de estabilização que levaram a uma relativa estabilidade de preços. O Plano Real, lançado no Brasil em junho de 1994, foi um dos últimos a ser editado. A análise da UIP centrou-se nos países individualmente e em um painel.

Vale ressaltar que as séries das taxas de juros domésticas destes países apresentaram uma tendência de queda significativa a partir de meados de 1997. Isto ocorreu devido a efeitos de credibilidade de planos econômicos bem-sucedidos e de condições financeiras favoráveis nos mercados mundiais, principalmente após a superação de instabilidade gerada por crises internacionais. A tendência decrescente na taxa de juros americana, a partir de meados de 2003, pode também ter

8. Foram utilizadas séries históricas dos seguintes títulos: Taxa Média *Over Selic* (TMS), *Treasury Bill* (T-Bill), Taxa de Juros – Aceites Bancários do México, Taxa de Juros do mercado monetário argentino e chileno. Devido à necessidade de compatibilização de variáveis financeiras, converteu-se a TMS pelo critério de equivalência de taxas de juros, utilizando-se a quantidade de dias úteis observada em cada mês e a base anual de 252 dias úteis, nos demais casos a conversão foi feita pelo critério de proporcionalidade de taxa de juros, utilizando-se a quantidade de dias corridos para cada mês, ano comercial.

contribuído para um maior ingresso de capitais externos na América Latina ao longo das últimas duas décadas.

4.2 Testes de raiz unitária

Previamente às estimativas empíricas com dados de séries temporais e com dados de painel, será feita a avaliação da ordem de integração das variáveis e, caso necessário, da existência de cointegração entre as mesmas, com o intuito de se evitar regressões espúrias.

Um ponto relevante na aplicação de testes de raiz unitária para dados de séries temporais é observar que estes podem apresentar distorções com respeito a poder e tamanho estatístico.⁹ Em geral, o poder estatístico é afetado pela presença de elevada persistência enquanto distorções de tamanho são verificadas diante de um componente de média móvel fortemente negativo na série temporal. Com o intuito de superar tais limitações, a literatura empírica sugere a utilização dos testes propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), chamado MADF^{GLS}, e de Ng e Perron (2001), denominado MPP^{GLS}. Os testes modificados são considerados mais robustos do que os testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988) porque tratam adequadamente a remoção de termos determinísticos das séries e a escolha da defasagem ótima para o termo aumentado.

A ocorrência de quebras estruturais, característica comum às séries de tempo dos países da amostra, pode potencialmente enviesar os testes de raiz unitária. As distorções podem provocar redução do poder estatístico dos testes, como relata Perron (1989), ou conduzir à estacionariedade espúria, como mostram Franses e Haldrup (1994). Assim, deve-se realizar também testes de raiz unitária que modelam adequadamente quebras estruturais.

Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997) propuseram testes de raiz unitária que modelam uma quebra estrutural no nível ou na inclinação da série de tempo. O período da quebra é selecionado endogenamente com base no valor mínimo da estatística-t calculada para o coeficiente que testa a hipótese de raiz unitária. Duas limitações importantes observadas nos testes anteriores é que eles permitem apenas uma quebra estrutural e assumem que não há quebra sob a hipótese nula. Conforme mostram Lee e Strazicich (2001), essas limitações afetam o desempenho dos testes. O teste LM, para até duas quebras estruturais, proposto por Lee e Strazicich (2003), não é afetado pela ocorrência de quebras sob a hipótese nula. Os períodos das quebras são também selecionados endogenamente com base no valor da estatística-t sobre o coeficiente que testa a raiz unitária. A tabela 1 resume os resultados dos testes de raiz unitária.¹⁰

9. Uma discussão sobre distorções e melhores práticas em testes de raiz unitária para dados de séries temporais e dados de painel pode ser obtida, por exemplo, em Divino, Teles e Andrade (2009).

10. Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) também desenvolveram testes de raiz unitária com seleção endógena de quebras estruturais.

TABELA 1
Testes de raiz unitária para dados de séries temporais

Países	Variáveis	MADF ^{GLS}			MPP ^{GLS}		
		Z = {1}	Z = {1, t}	lags	Z = {1}	Z = {1, t}	lags
Argentina	R	-2.34*	-2.35	8;8	-12.71*	-12.80	8;8
	Γ	-4.19**	-4.22**	2; 2	-34.41**	-35.00**	2; 2
Brasil	R	-0.55	-2.55	1; 1	-1.17	-12.78	1; 1
	Γ	-2.42*	-4.86**	13;3	-11.12*	-42.34**	13;3
Chile	R	-0.59	-1.62	5; 5	-1.11	-5.26	5; 5
	Γ	-1.81	-1.95	13;3	-2.61	-3.11	13;3
México	R	0.09	-1.53	7; 7	0.13	-4.11	7; 7
	Γ	-0.82	-1.92	8;11	-0.95	-2.34	8;11
Perron (1997)							
		Modelo 1	Lags	Quebra	5% cv		
Argentina	R	-6.24**	11	2002:03	-5.10		
	Γ	-7.08**	12	2001:11	-5.10		
Brasil	R	-6.07**	12	1999:02	-5.10		
	Γ	-10.22**	1	2002:08	-5.10		
Chile	R	-2.87	11	2000:10	-5.10		
	Γ	-8.77**	0	1995:03	-5.10		
México	R	-6.15**	12	1998:08	-5.10		
	Γ	-7.87**	4	1995:09	-5.10		
Zivot e Andrews (1992)							
		Modelo 1	Lags	Quebra	5% cv		
Argentina	R	-4.73	2	2002:10	-4.80		
	Γ	-5.33*	3	2002:10	-4.80		
Brasil	R	-3.84	0	1999:04	-4.80		
	Γ	-9.79**	1	2002:10	-4.80		
Chile	R	-4.41	2	2000:12	-4.80		
	Γ	-9.10**	0	2002:10	-4.80		
México	R	-5.69**	2	1999:02	-4.80		
	Γ	-12.59**	1	1998:10	-4.80		
Lee e Strazicich (2003)							
		Modelo 1	Lags	Quebra 1	Quebra 2	5% cv	
Argentina	R	-8.06**	0	2000:12	2001:05	-3.84	
	Γ	-11.45**	0	1998:03	1998:11	-3.84	
Brasil	R	-2.25	10	2000:04	2006:08	-3.84	
	Γ	-3.94*	11	1997:12	2006:08	-3.84	
Chile	R	-11.95**	0	2002:05	2002:08	-3.84	
	Γ	-12.71**	0	1998:05	2005:02	-3.84	
México	R	-12.64**	0	1998:03	2003:09	-3.84	
	Γ	-13.04**	0	1997:10	2000:09	-3.84	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: * e ** rejeitam a hipótese nula de que a série é não estacionária aos níveis de 5% e 1% de significância, respectivamente.

Lags representa o número de defasagens utilizadas nos testes e cv é o valor crítico do teste.

Os resultados dos testes de raiz unitária $MADFGLS$ e $MPPGLS$, reportados na tabela 1, indicam que não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária para a maioria das séries em nível. A exceção fica por conta das séries Rt da Argentina, quando utilizado os testes $MADFGLS\{1\}$ e $MPPGLS\{1\}$, e Γt de Brasil e Argentina, as quais podem ser consideradas integradas de ordem zero, $I(0)$.

Estes resultados, porém, podem estar refletindo distorções provocadas pela presença de quebras estruturais. Foram aplicados então os testes propostos por Perron (1997), Zivot e Andrews (1992) e Lee e Strazicich (2003). Os resultados, também reportados na tabela 1, indicam que as séries sob análise podem ser consideradas estacionárias quando se admite a ocorrência de quebras estruturais. Todas as séries experimentaram rejeição da hipótese nula de raiz unitária por, pelo menos, um dos testes que modelam a quebra estrutural. Assim, na análise da próxima seção, as séries de tempo são tomadas como estacionárias.

Levin, Lin e Chu (2002) – ou LLC, para simplificar –, acrescentam que é possível aumentar o poder de testes de raiz unitária utilizando dados em painel. Observa-se, porém, que duas limitações são comumente editadas com respeito ao teste LLC, quais sejam: requer independência e homogeneidade entre indivíduos, na presença ou não de raiz unitária. Um avanço para superar esta última limitação é obtido, por exemplo, no teste proposto por Im, Pesaran e Shin (2003) – ou IPS –, em que é admitida alguma heterogeneidade entre indivíduos. Um detalhe nesse teste é que, ao se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, tem-se a indicação de que alguns indivíduos do painel são estacionários, mas não necessariamente todos os indivíduos são iguais em relação a ausência ou presença de raiz unitária. Além dos testes LLC e IPS, serão aplicadas também as versões em painel dos testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), propostos por Maddala e Wu (1999).

Além disso, será aplicado o teste desenvolvido por Hadri (2000), que tem como hipótese nula a estacionariedade, em complemento aos testes da nula de raiz unitária. Note que testes da nula de estacionariedade também sofrem críticas pela possibilidade de excesso de rejeição desta hipótese quando poucos indivíduos no painel são estacionários. A aplicação de testes para a nula de raiz unitária, juntamente com testes para a nula estacionariedade, busca superar as críticas anteriores. Rejeição da nula de raiz unitária combinada com não rejeição da nula de estacionariedade representa um forte indício de que o painel é estacionário.

Como no caso de séries temporais, a presença de quebra estrutural afeta o desempenho dos testes de raiz unitária para dados em painel. Para considerar a ocorrência de quebras aplicou-se o teste LM proposto por Im, Lee e Tieslau (2005), que admite até duas quebras estruturais selecionadas endogenamente que não necessariamente precisam coincidir entre as unidades do painel. Assintoticamente,

o teste converge uma distribuição normal padrão. Os resultados dos testes de raiz unitária para dados em painel são reportados na tabela 2.

TABELA 2

Testes de raiz unitária para dados em painel

	Variáveis	LLC {1}	IPS {1}	MW-ADF {1}	MW-PP {1}
Painel A	R	-0.99	-1.25	11.89	42.30**
	Γ	-10.85**	-11.05**	142.60**	195.76**
Hadri {1}					
Painel B	R	9.06**			
	Γ	0.78			
Im, Lee e Tieslau (2005)					
		Estatística	País	Quebra 1	Quebra2
Painel C	R	-6.94**	ARG	2001:06	-
			BRA	1998:03	-
			CHI	2001:06	-
			MEX	2002:11	-
	Γ	-17.37**	ARG	2003:07	-
			BRA	2002:11	-
			CHI	2003:01	-
			MEX	1997:10	-
	R	-17.77**	ARG	2001:10	2003:09
			BRA	1997:10	2001:12
			CHI	1997:12	2003:08
			MEX	1996:04	2004:04
Γ	-37.70**	ARG	2001:10	2002:10	
		BRA	2002:03	2002:10	
		CHI	2001:04	2001:10	
		MEX	1997:09	1998:05	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: O teste de Hadri é para a nula de painel estacionário. Os demais testes são para a nula de painel não estacionário.

* e ** rejeitam a hipótese nula com nível de significância estatístico de 5% e 1%, respectivamente.

A hipótese nula de raiz unitária para o caso da variável Γ_{it} é rejeitada por todos os testes do painel A, cuja hipótese nula é de raiz unitária. Já a variável R_{it} , ainda no painel A, tem a nula rejeitada apenas pelo teste MW-PP. No painel B, a hipótese nula de estacionariedade não é rejeitada para Γ_{it} , mas é para R_{it} . Estes resultados podem estar refletindo distorções devido à ocorrência de quebra estrutural, que é levada em consideração pelos testes do painel C. Nesse caso, tanto para uma como para duas quebras estruturais, os resultados indicam que o painel formado por Argentina, Brasil, Chile e México é estacionário. Isto confirma os resultados da tabela 1, segundo os quais as séries de tempo são, individualmente, estacionárias. Assim, nas estimativas da UIP que se seguem na próxima seção, o painel de dados também é considerado estacionário.

4.3 Estimativas da UIP

Os resultados das estimativas das equações (17) e (19), utilizando OLS e GMM para cada país individualmente, estão reportados na tabela 3.

Para Brasil e Argentina, países que experimentaram mudança de regime cambial no período, o teste de Wald não rejeita a hipótese conjunta de que soma entre β e γ seja estatisticamente igual a 1, validando a hipótese da UIP. Porém, para ambos os países, observa-se que os valores estimados para a *dummy* interativa de mudança no regime cambial, γ , não foram estatisticamente significantes ao nível de 5%. Assim, excluiu-se aquela variável e, no modelo sem controle para mudança de regime cambial, não se rejeitou a hipótese de que o coeficiente do termo composto, β , é estatisticamente igual a 1, corroborando a hipótese da UIP, no período analisado.

Para o Chile, como não houve mudança de regime no período, foi estimada apenas a equação (17), onde não se pode rejeitar a hipótese de que $\beta = 1$, estatisticamente. Para o México, porém, que também não passou por mudança de regime cambial no período, a hipótese de que $\beta = 1$ foi rejeitada, indicando que a hipótese da UIP não se manteve para este país no referido período.

Tanto as estimativas por OLS quanto por GMM conduziram às mesmas conclusões, sugerindo que os resultados empíricos encontrados se mostram robustos.¹¹ No caso do GMM, foram utilizadas duas defasagens da variável explicativa como instrumentos. O teste de Hansen (1982) indica que não se pode rejeitar a restrição de sobreidentificação.

Preliminarmente à estimativa com dados em painel, aplicou-se o teste de Hausman (1978) para selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios. O valor da estatística calculada, igual a 0.0595, não permite rejeitar a hipótese de ausência de correlação entre heterogeneidade individual e regressor no modelo estimado. Isto indica que o modelo de efeitos aleatórios deve ser usado nas estimativas de painel. Além disso, a ausência de efeitos fixos sugere a inexistência de um prêmio de risco invariante no tempo e país-específico no grupo formado pelos principais países da América Latina.

Os resultados das estimativas com dados em painel para as equações (18) e (20) são apresentados na tabela 4. Da mesma forma que na estimação por país, o teste de Wald não rejeitou a hipótese de que $\beta + \gamma = 1$, mas γ mostrou-se não significativo estatisticamente. Ao se excluir a *dummy* interativa de regime cambial do modelo, utilizando (18), a hipótese de que $\beta = 1$ não foi rejeitada, tanto nas estimativas por OLS quanto por GMM, validando a UIP no painel de países que inclui o México.

11. Nas estimativas por OLS, o teste DW indicou presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos. Isto foi corrigido nas estimativas por GMM utilizando-se uma matriz de pesos robusta para autocorrelação e heterocedasticidades condicionais.

TABELA 3

Teste de hipótese da UIP para países da América Latina

Estimativas por OLS para dados de séries temporais						
País	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	DW	Hipótese da UIP:
Argentina	-0.0203 (0.0108)	1.0037** (0.0009)	0.1242	-	0.7365	Não rejeitada
	-	0.9940** (0.0040)	-	-1.4723	0.7210	Não rejeitada
Brasil	-0.0083 (0.0058)	1.0121** (0.0016)	0.5007	-	1.2223	Não rejeitada
	-	1.0062** (0.0035)	-	1.7787	1.2228	Não rejeitada
Chile	-	1.0016** (0.0017)	-	0.9473	1.2980	Não rejeitada
México	-	1.0057** (0.0024)	-	2.3365#	1.8386	Rejeitada

Estimativas por GMM para dados de séries temporais						
País	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Teste de Hansen	Hipótese da UIP:
Argentina	-0.0045 (0.0034)	1.0037** (0.0013)	0.8024	-	1.2239 [0.2685]	Não rejeitada
	-	1.0020** (0.0020)	-	1.0319	1.1792 [0.2775]	Não rejeitada
Brasil	-0.0133 (0.0091)	1.0177** (0.0037)	0.5378	-	0.1356 [0.7126]	Não rejeitada
	-	1.0073** (0.0045)	-	1.5987	2.2427 [0.1342]	Não rejeitada
Chile	-	1.0021** (0.0021)	-	0.9622	0.1473 [0.7011]	Não rejeitada
México	-	1.0061** (0.0020)	-	3.0202##	1.0021 [0.3168]	Rejeitada

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. Entre colchetes estão os valores-p.

* e ** rejeitam a hipótese nula de que o coeficiente não é estatisticamente significante aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 4
Teste de hipótese da UIP para América Latina

Estimativas por OLS para dados de painel							
Painel	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Hipótese da UIP:		
AL	-0.0020 (0.0037)	1.0003** (0.0033)	0.1805	-	Não rejeitada		
		1.0018** (0.0015)	-	1.2310	Não rejeitada		
Estimativas por GMM para dados de painel							
Painel	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Teste de Sargan	<i>Difference</i> Sargan	Hipótese da UIP:
AL	-0.0056 (0.0041)	1.0080** (0.0038)	0.3716	-	1.3663 [0.5050]	0.997 [0.3179]	Não rejeitada
		1.0026** (0.0020)	-	1.2675	3.0597 [0.2165]	1.277 [0.2584]	Não rejeitada

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. Entre colchetes estão os valores-p.

* e ** rejeitam a hipótese nula de que o coeficiente não é estatisticamente significativo aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

As estatísticas calculadas para o teste de Sargan (1958) não rejeitam a hipótese nula de sobreidentificação dos modelos de painel estimados, em que o conjunto de instrumentos incluiu até três defasagens da variável explicativa. Adicionalmente, o teste *difference*-Sargan não permite rejeitar a hipótese de especificação correta dos modelos. É interessante observar, também, que os resultados obtidos via GMM confirmam aqueles encontrados por OLS. Além disso, a evidência da UIP não se mostrou sensível ao regime cambial adotado nos distintos países, conforme se pode inferir pela inclusão da variável *dummy* de regime cambial. Pode-se, desse modo, inferir que há forte evidência empírica favorável à UIP para Argentina, Brasil e Chile no período proposto para análise. Considerando a estimativa em painel, que permite controlar para efeitos aleatórios, específicos e agregados, além de aumentar o número total de observações e gerar maior variabilidade na amostra, as evidências empíricas indicam a validação da UIP também para o México.

Esses resultados se mostram consistentes com a existência de elevada mobilidade de capitais, alcançada com a abertura comercial e progressiva liberação dos mercados de capitais, nos referidos países latino-americanos a partir de meados da década de 1990. Observa-se, ainda, que a livre entrada e saída de capitais externos em ambientes onde a regulação não impede ganhos proporcionados pela remuneração mais atraente ao capital externo pode ter contribuído de forma decisiva para

o alinhamento do diferencial de juros corrigido pela variação esperada da taxa de câmbio no período analisado.

Adicionalmente, essas evidências empíricas indicam ainda que o prêmio de risco, possivelmente exigido por investidores internacionais para ingresso de capitais na região, não comprometeu a validade da UIP sob previsão perfeita, tendo sido representado por um termo aleatório e não correlacionado no modelo com dados em painel.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve por objetivo testar a UIP para Argentina, Brasil, Chile e México, derivada formalmente a partir do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005), sob a hipótese de previsão perfeita. As estimativas foram conduzidas por meio de OLS, GMM e dados em painel para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Devido à adoção de diferentes regimes cambiais pelos países analisados, incluiu-se nos modelos estimados uma variável *dummy* interativa para os regimes de câmbio fixo, banda cambial ou câmbio flutuante. Os resultados empíricos não permitem rejeitar a validade da hipótese da UIP para Argentina, Brasil e Chile e para um painel que inclui esses mesmos países e o México. Vale destacar que essa evidência não se mostrou sensível ao regime cambial adotado pelos referidos países.

Os resultados empíricos indicam também que o prêmio de risco comportou-se como um termo aleatório e não correlacionado ao longo do tempo. As estimativas de painel não revelaram a presença de efeitos fixos específicos a cada país. Assim, pode-se concluir que há forte evidência empírica de que a UIP se mantém nos principais países latino-americanos no período analisado.

A evidência da UIP se mostra coerente com a crescente mobilidade de capitais observada nesses países a partir de meados da década de 1990. Além disso, indica a confirmação de argumentos anteriores encontrados na literatura. Edwards e Khan (1985), por exemplo, consideram que sob hipóteses de plena mobilidade de capitais, ausência de arbitragem, previsão perfeita e mercados financeiros internacionais completos, a taxa de juros doméstica de economias abertas em desenvolvimento tende, em média, a seguir a trajetória composta pela variação esperada da taxa de câmbio e pela taxa de juros de uma economia desenvolvida tomada como base.

ABSTRACT

The goal of this paper was to test whether the Uncovered Interest Rate Parity (UIP) holds for the major Latin-American countries during the period from 1995:01 to 2007:12. The theoretical model is based on Galí e Monacelli (2005) and it was used Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moment (GMM) and panel data in the estimations. It was considered the effect of alternative exchange rate regimes, represented by pegged and non-pegged exchange rates. The empirical results indicate that the

UIP holds in the mentioned period, independently of the cambial regime. Such empirical evidence is in line with the high capital mobility observed in the major Latin-American countries after the edition of recent stabilizing economic plans.

REFERÊNCIAS

- ALEXIUS, A. Uncovered interest parity revisited. *Review of International Economics*, v. 9, p. 505-517, 2001.
- ALPER, C. E.; ARDIC, O. P.; FENDOGLU, S. *The economics of uncovered interest parity condition for emerging markets: a survey*. 2007 (MPRA Paper, n. 4.079).
- BAILLIE, R. T.; OSTERBERG, W. P. Deviations from daily uncovered interest rate parity and the role of intervention. *Journal of International Financial Markets*, v. 10, p. 363-379, 2000.
- BERK, J. M.; KNOT, K. H. W. The term structure of UIP: evidence from survey data. *Applied Economics Letters*, v. 8, p. 459-462, 2001.
- BEYAERT, A.; GARCIA-SOLANES, J.; PÉREZ-CASTEJÓN, J. J. Uncovered interest parity with switching regimes. *Economic Modelling*, n. 24, p. 189-202, 2007.
- BLEJER, M. I. Interest rate differentials and exchange risk: recent Argentine experience. *IMF Staff Papers*, n. 29, p. 270-280, 1982.
- CARVALHO, J.; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MOREIRA, T. B. S. Uncovered interest parity in Argentina, Brazil, Chile e México: a unit root test application with panel data. *Review of Urban & Regional Development Studies*, n. 16, p. 263-269, 2004.
- CHABOUD, A. P.; WRIGHT, J. H. Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, v. 66, p. 349-362, 2005.
- CHINN, M. D. The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, p. 7-21, 2006.
- CHINN, M.; MEREDITH, G. *Testing uncovered interest parity at short and long horizons*. 2000 (UC Santa Cruz Economics Working Paper, n. 460).
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- DIVINO, J. A.; TELES, V. K.; ANDRADE, J. P. On the purchasing power for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics*, v. 1, p. 33-54, 2009.
- DOOLEY, M. P.; ISARD, P. Capital controls, political risk, and deviations from interest rate parity. *Journal of Political Economy*, v. 88, p. 370-384, 1980.
- EDWARDS, S.; KHAN, M. S. Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework. *IMF Staff Papers*, v. 32, p. 377-403, 1985.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.
- FRANCIS, B. B.; HASAN, I.; HUNTER, D. Emerging market liberalization and the impact on uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, v. 21, p. 931-956, 2002.
- FRANKEL, J. A. Measuring international capital mobility: a review. *The American Economic Review*, v. 82, p. 197-202, 1992.

- FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12, p. 471-478, 1994.
- FROOT, K. A.; THALER, R. H. Anomalies: foreign exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 179-192, 1990.
- GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, v. 72, p. 707-734, 2005.
- GARCIA, M.; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, p. 151-182, 2001.
- GARCIA, M. G. P.; BARCINSKI, A. Capital flows to Brazil in The nineties: macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 38, p. 319-357, 1998.
- _____; DIDIER, T. Taxas de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 253-297, 2003.
- HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, v. 3, p. 148-161, 2000.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, p. 1.029-1.054, 1982.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, n. 46, p. 1.251-1.272, 1978.
- HOLANDA, M. C.; CAVALCANTE, M. T. Mobilidade de capital internacional no Brasil. *Economia Aplicada*, n. 5, p. 261-279, 2001.
- IM, K.-S.; LEE, J.; TIESLAU, M. Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 67, p. 393-419, 2005.
- _____; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- KHOR, H.; ROJAS-SUAREZ, E. L. Interest rates in México. *IMF Staff Papers*, n. 38, p. 850-871, 1991.
- KRASKER, W. S. The “peso problem” in testing efficiency of forward exchange markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 6, p. 269-276, 1980.
- LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, v. 23, p. 667-685, 2002.
- _____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 65, p. 91-115, 2003.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 65, p. 535-558, 2001.
- _____. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, p. 1.082-1.089, 2003.
- LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, J. C.-S. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 61, p. 631-652, 1999.

MONTIEL, P. J. Capital mobility in developing countries – some measurement issues and empirical estimates. *The World Bank Economic Review*, v. 8, p. 1-57, 1994.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root. Tests with good size and power. *Econometrica*, n. 69, p. 1.519-1.554, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, n. 57, p. 1.361-1.401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, p. 335-346, 1988.

ROODMAN, D. *A short note on the theme of too many instruments*. Center for Global Development, 2007 (Working Paper, n. 125).

SACHSIDA, A.; ELLERY JR., R.; TEIXEIRA, J. R. Uncovered interest parity and peso problem: the Brazilian case. *Applied Economics Letters*, n. 8, p. 179-181, 2001.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, n. 18, p. 313-348, 2002.

SARANTIS, N. Testing the uncovered interest parity using traded volatility, a time-varying risk premium and heterogeneous expectations. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, p. 1.168-1.186, 2006.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, n. 26, p. 393-415, 1958.

SHAMBAUGH, J. C. The effect of fixed exchange rates on monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, p. 301-352, 2004.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em junho de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

ESTIGMA, OFERTA DE TRABALHO E FORMAÇÃO DE CAPITAL HUMANO: EVIDÊNCIAS PARA BENEFICIÁRIOS DE PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA NO BRASIL

Enlinson Mattos*

Vladimir Ponczek**

Este artigo investiga a relação entre estigma e as decisões econômicas dos indivíduos beneficiados por algum programa de transferência federal. Estigma é definido como a desutilidade resultante de se participar de algum programa de transferência. Em particular, estima-se que o estigma está negativamente associado ao desemprego dentro da família entre os adultos e com uma assiduidade escolar maior e mais anos de estudo entre as crianças. Este artigo reforça a necessidade de mais estudos sobre o tema para que se possam identificar relações causais entre as variáveis de forma a debater com o resultado seminal de Moffit (1983) que sugere que o estigma reduz o número de horas trabalhadas.

1 INTRODUÇÃO

A literatura acerca do efeito estigma, na área de ciências sociais aplicadas, tem crescido acentuadamente nas últimas décadas.¹ Moffit (1983) argumenta, baseado em elevados índices de não participação do programa de transferência *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC)² nos Estados Unidos, que os indivíduos podem sofrer estigma. Ou seja, podem apresentar desutilidade em participar de algum tipo de transferência de renda, o que explicaria o comportamento aparentemente irracional das pessoas que rejeitam ofertas de renda, em particular pessoas que se neguem a participar de programas de transferência. O autor ainda apresenta e testa um modelo teórico no qual os agentes podem ter desutilidade não somente ao participarem do programa, mas também com o tamanho do benefício. Com isto, pretende identificar, adicionalmente, se os agentes diferenciam renda dependendo da sua origem.

Em contraste, este trabalho busca investigar a relação entre o efeito estigma sobre decisões de emprego e frequência escolar somente nas famílias que participam de algum programa de transferência de renda. Consegue-se com isto eliminar o

* Professor adjunto do Centro de Estudos de Política e Economia do Setor Público (CEPESP)/Escola de Economia de São Paulo (EESP) e da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

** Professor adjunto do Centro de Microeconomia Aplicada (C-Micro)/EESP e da FGV.

1. Estudos sobre o efeito do estigma nas áreas de ciências sociais aplicadas variam, por exemplo, desde incontinência urinária (SHELDON e CALDWELL, 1994) a lepra (OPALA e BOYLLOT, 1996), ou doença mental (ANGERMEYER e MATSHINGINGER, 1994; PHELAN *et al.*, 2000). Link e Phelan (2001) sugerem características que definiriam sociologicamente o conceito de estigma.

2. AFDC é um programa implementado nos Estados Unidos a partir de 1935 com objetivo de prover assistência financeira a famílias de baixa renda com crianças.

efeito sobre a decisão de participar ou não do programa e foca-se no caso em que a desutilidade surge por já estar participando no programa. As estimações sugerem que famílias cujo recipiente legal do benefício se sentiu estigmatizado tendem a procurar emprego, a reduzir a probabilidade de estar desempregado, e as crianças dessas famílias apresentam maior assiduidade escolar e mais anos de estudo comparativamente àqueles que recebem o benefício e não se sentem estigmatizados. Esses resultados contrastam quando comparados aos de Moffit (1983) e Calvo-Armengo e Jackson (1994), que apresentam efeitos negativos do estigma na oferta de trabalho e nas relações interpessoais dos indivíduos, respectivamente.³

Em princípio, nossa análise não permite isolar possíveis relações de causalidade entre estigma e as variáveis de interesse. A relação causal direta do efeito estigma sobre emprego e escolaridade existe caso os agentes econômicos mudem seu comportamento em relação a essas variáveis pelo fato de se sentirem estigmatizados. Por outro lado, é possível que a correlação entre o estigma e as variáveis se dê via heterogeneidade dos agentes. Por exemplo, é possível que indivíduos com melhor *status* socioeconômico apresentem uma acumulação maior de capital humano e menor taxa de desemprego. Caso esses indivíduos se sintam mais estigmatizados por não se verem como beneficiários, o estimador da variável estigma não capturaria o efeito direto do estigma em relação a estas variáveis. Ou seja, estigma não induziria a mudanças comportamentais dos indivíduos. Nesse caso, teríamos um estimador viesado para um parâmetro que relacionasse um efeito causal entre o estigma e o esforço na procura de emprego, por exemplo. O sinal do viés depende da relação entre este esforço, o sentimento de constrangimento e as variáveis de interesse. Mais especificamente, numa situação em que pessoas que se sintam mais estigmatizadas sejam mais esforçadas (efeito idiossincrático) e trabalhem mais independentes do estigma, o valor estimado do parâmetro de interesse seria positivamente viesado (em valores absolutos). É possível também que pessoas que se esforçam menos se sintam mais constrangidas; neste caso, subestimaríamos o valor verdadeiro do parâmetro.

No entanto, dois pontos merecem consideração. Primeiro, independentemente de a correlação entre estigma e as variáveis de interesse (oferta de trabalho e formação de capital humano) ser causal, esta associação encontrada explícita que indivíduos que se sentem estigmatizados são os mais esforçados e, portanto, mais hábeis para saírem da situação de dependência. Isto reforça a importância desta relação para formulação de políticas públicas. Segundo, a relação estimada é fortemente significativa e (provavelmente) continuaria sendo caso a variável que

3. Ainda, Wasgrove (1987) aponta o estigma como uma possível explicação para se estar desempregado e Page (1984) evidencia que, devido ao estigma, as pessoas podem perpetuar sua dependência do programa assistencialista a que estão vinculadas. Vishwanath (1989) aponta o estigma como um fator negativo para escapar do desemprego.

captura o efeito individual pudesse ser identificada, pois isso reduziria a variância das estimações.⁴

Handlert e Hollingsworth (1969) apontam que as políticas assistencialistas no século XIX tinham como objetivo deliberado envergonhar aqueles que procuram o benefício em vez de procurar trabalho. Os resultados do nosso trabalho podem ser vistos como uma possível implicação desse constrangimento. Isso decorre do fato de que famílias que, em algum momento, se sentiram estigmatizadas adotam comportamento que visam a retirá-las da situação de dependência econômica, seja por maior procura por empregos, por evitar ficar desempregado ou mesmo por apresentar crianças com maior assiduidade escolar. Pode-se depreender que a atual situação de dependência associada ao estigma leva essas famílias a querer mudar a situação. Não se pode dizer se tal resposta comportamental se deve à discriminação, à vergonha ou a qualquer outro aspecto que caracteriza o estigma, porém os resultados mostram que existe uma relação desses aspectos combinados com a decisão dos indivíduos a respeito da oferta de trabalho e da formação de capital humano.

O trabalho está dividido em três seções além desta introdução. A próxima seção discute os dados enquanto a seção 3 oferece o modelo empírico estimado. A última seção conclui o trabalho.

2 DADOS

Os dados utilizados pertencem à pesquisa domiciliar com os beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF) coletados entre 10 de setembro a 4 de outubro de 2005 pelo Instituto Polis a pedido do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) sob o número CIS 0166. Foram entrevistados 2.317 domicílios sendo 400 nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte e 717 no Nordeste. O número total de indivíduos na amostra é 10.170. A amostragem foi feita por estratificação. Primeiro foram selecionados 86 municípios estratificados por região. Pela lista de beneficiários fornecida pelo MDS, selecionaram-se aleatoriamente as famílias entrevistadas em cada município, já prevendo famílias substitutas nos casos em que a entrevista não pudesse ser realizada.⁵

A pesquisa contém dados referentes a participantes de todas as modalidades que foram incorporados ao PBF (Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Renda Mínima, Auxílio Gás, Cartão Cidadão, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil). Esta pesquisa disponibiliza dados sobre características demográficas e socioeconômicas

4. A principal restrição para identificar a causalidade neste trabalho se deve à base de dados usada. Apesar de permitir a observação do efeito estigma, os dados não identificam a família, o município, nem o estado de origem dos beneficiários como explicado na próxima seção.

5. Principais motivos para substituição foram: mudança de endereço, recusas, morte ou o responsável legal não ter sido encontrado após dois retornos. Para maiores detalhes sobre a pesquisa, ver Mesquita (2007).

das famílias beneficiadas, tais como idade, sexo, raça, região, estado civil, situação no mercado de trabalho, formação de capital humano (escolaridade das crianças, frequência escolar e assiduidade escolar)⁶ etc. No entanto, não conseguimos identificar a unidade familiar, o estado de residência, nem quem respondeu ao questionário. Além disso, ela possui informação sobre a percepção que o entrevistado tem da importância do programa de transferência, do próprio futuro e se ele considera constrangedor o fato de ser beneficiário do PBF. Esta última informação é usada para definirmos a existência de estigma ou não por parte do entrevistado.

A pesquisa não traz informação sobre o número de horas trabalhadas, porém temos informações sobre participação no mercado de trabalho e procura por emprego. O banco de dados disponibiliza informação detalhada a respeito da situação ocupacional do indivíduo, em particular se este se encontra empregado, aposentado, desempregado, inativo (não trabalha) etc. No entanto, ao analisarmos os dados percebemos que muitos indivíduos declarados como desempregados não estavam procurando emprego (40,61%) e pessoas que foram declaradas como inativas estavam procurando emprego (17,24%). Isto sugere que ao responder ao questionário muitos indivíduos ignoravam o conceito oficial da Organização Internacional do Trabalho (OIT) de desocupação.⁷ Devido a isso, optamos por estimar o efeito estigma sobre a probabilidade conjunta de o indivíduo estar desocupado ou inativo. Podemos também testar o impacto do estigma envolvendo decisões acerca de lazer e consumo intrafamiliar, uma vez que temos informação sobre a perda ou conquista de emprego de algum membro da família após o início do recebimento do PBF. Também não temos informação sobre salário (renda proveniente do trabalho) ou outras rendas não provenientes do trabalho. Nesse caso, usaremos em algumas especificações empíricas a renda total da família e o valor da transferência advinda do PBF como *proxies* para salários e outras fontes de renda.

As tabelas 1A e 1B apresentam as descrições das variáveis para os dois grupos (estigmatizado e não estigmatizado) e para o total dos beneficiários. O painel superior mostra as estatísticas para pessoas entre 16 e 60 anos de idade (tabela 1A, 5.778 indivíduos) e o painel inferior para crianças entre 7 e 14 anos de idade (tabela 1B, 2.738 crianças).

Na tabela 1A, deparamos, incondicionalmente, com alguns dos principais resultados encontrados neste artigo. A proporção de desocupados/inativos entre os estigmatizados é inferior à proporção dos que não são estigmatizados – quase 10 pontos

6. Como matrícula na escola é um dos pré-requisitos do programa, praticamente todas as crianças estão matriculadas e frequentam a escola, não sendo possível mensurar o efeito do estigma sobre esta variável.

7. Critérios para classificar as pessoas como desocupadas no período de referência segundo a 13ª Conferência Internacional das Estatísticas de Trabalho (CIET/OIT) de 1982: estar sem trabalho no período; estar disponível para trabalhar no período; e ter procurado trabalho em um período especificado.

percentuais (p.p.). Esta elevada diferença também ocorre no percentual de famílias que tiveram algum membro que perdeu o emprego após o recebimento do benefício (27,7% *versus* 41,4%). Sentem-se ainda mais estigmatizados aqueles com maior escolaridade (a média é de 8,2 para os estigmatizados *versus* 6,5 para os não estigmatizados). Por outro lado, a proporção de estigmatizados cujos membros da família estavam desocupados/inativos e arrumaram emprego é menor, proporcionalmente em relação aos não estigmatizados (7% *versus* 10,7%) e menos famílias estigmatizadas procuraram emprego (23,7 *versus* 30,6%, respectivamente), após o início do recebimento do benefício.

TABELA 1A
Estatísticas descritivas para amostra de jovens e adultos – idade entre 16 e 60 anos

	Total		Com estigma		Sem estigma	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Desempregado (%)	43,2	0,495	34,5	0,476	44,3	0,497
Alguém na família perdeu emprego (%)	40,0	0,490	27,7	0,448	41,4	0,493
Alguém na família encontrou emprego (%)	10,3	0,304	7,0	0,255	10,7	0,309
Procurou emprego (%)	29,9	0,458	23,7	0,425	30,6	0,461
Anos de escolaridade	6,7	3,1	8,2	2,4	6,5	3,123
Idade	32,5	10,5	31,5	8,8	32,7	10,628
Renda da família	377,8	150,0	390,0	90,9	376,4	155,386
Homens (%)	44,4	0,497	42,0	0,494	44,6	0,497
Brancos (%)	32,9	0,470	25,2	0,434	33,8	0,473
Norte (%)	17,8	0,383	7,0	0,255	19,1	0,393
Nordeste (%)	32,3	0,468	39,2	0,489	31,5	0,465
Sudeste (%)	18,0	0,384	31,0	0,463	16,5	0,371
Sul (%)	15,7	0,364	7,7	0,266	16,6	0,372
Centro-Oeste (%)	16,2	0,368	15,2	0,359	16,3	0,369
Acha PBF importante (%)	97,2	0,165	91,8	0,274	97,8	0,146
Bem tratados ao receber PBF (%)	84,7	0,360	78,2	0,413	85,4	0,353
Pessimistas (%)	2,4	0,152	2,6	0,158	2,4	0,152
Estigmatizadas (%)	10,4	0,305	100,0	0,000	0,0	0,000

TABELA 1B

Estatísticas descritivas para amostra de crianças – idade entre 7 e 14 anos

	Total		Com estigma		Sem estigma	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Assiduidade escolar – dias da semana	4,82	0,603	4,949	0,379	4,807	0,620
Anos de escolaridade	3,906	1,901	4,273	1,702	3,868	1,916
Idade	10,585	2,116	10,793	1,980	10,564	2,128
Homens (%)	47,25	0,499	34,77	0,477	48,52	0,500
Branco (%)	32,89	0,470	25,78	0,438	33,61	0,472
Norte (%)	19,86	0,399	8,98	0,287	20,96	0,407
Nordeste (%)	27,50	0,447	37,11	0,484	26,53	0,442
Sudeste (%)	18,64	0,389	28,13	0,450	17,67	0,382
Sul (%)	18,71	0,390	10,94	0,313	19,49	0,396
Centro-Oeste (%)	15,30	0,360	14,84	0,356	15,34	0,360
Acha PBF importante (%)	97,77	0,148	92,19	0,269	98,34	0,128
Bem tratados ao receber PBF (%)	87,06	0,336	78,13	0,414	87,96	0,325
Pessimistas (%)	2,16	0,145	1,59	0,125	2,22	0,147
Estigmatizadas (%)	9,19	0,289	100,0	0,000	0,0	0,000

Fonte: CIS 0166. Elaborada pelos autores.

A variável *idade* é similar entre os grupos, e a proporção de homens e de brancos é menor entre os estigmatizados. O Nordeste apresenta a maior proporção de estigmatizados e é também onde há a maior proporção de beneficiários do PBF. A diferença na percepção da importância do PBF no orçamento familiar entre estigmatizados e não estigmatizados é significativa (91,8% *versus* 97,8%). Como esperado, os não estigmatizados se consideram melhor tratados que os estigmatizados, ao receberem o benefício. Já a variável *renda* (familiar) apresenta valores maiores para os estigmatizados. Em ambos os grupos o valor médio está bem acima do salário mínimo (SM) vigente (R\$ 300) e 72% das famílias na amostra recebem mais de 1 SM, sendo que apenas duas famílias recebem somente R\$ 50, o valor pago pelo programa de renda mínima, o que refuta a hipótese de esta variável corresponder aos benefícios recebidos. Por fim, os estigmatizados são um pouco mais pessimistas em relação ao futuro que os não estigmatizados.

A tabela 1B aponta as estatísticas descritivas para as crianças entre 7 e 14 anos, utilizadas nas regressões cujas variáveis dependentes são: assiduidade escolar e anos completos de escolaridade. Nota-se que apesar de as crianças de famílias que apresentaram o estigma possuírem uma assiduidade escolar incondicional (4,949) em comparação às crianças em famílias sem estigma (4,8), esta diferença não é significativa. Por outro lado, percebe-se que crianças em famílias estigmatizadas possuem nível de escolaridade superior àquelas em famílias não estigmatizadas. A diferença é significativa – 5%.

Cabe aqui revelar como o estigma é identificado. Nesta base de dados existe a seguinte pergunta: “Alguma vez você ou alguém da sua família sofreu preconceito ou constrangimento pelo fato de receber o Bolsa Família?” Não sabemos se o beneficiário foi ou não realmente maltratado, mas consideramos esta possibilidade também.

Vale lembrar que a inclusão na regressão da variável *pessimista* em uma das especificações busca capturar algum traço da personalidade do respondente em relação à forma como ele, ou ela, encara os acontecimentos diários. Esta variável é construída através da seguinte questão: “Pensando no futuro, você acredita que daqui a cinco anos a vida da sua família vai estar melhor, igual ou pior do que hoje?” Quando o indivíduo opta pela terceira alternativa (pior), ele é classificado como pessimista.⁸

Similarmente, foram construídos dois conjuntos de variáveis *dummies* denominados *importância bolsa* e *tratamento*. Estes conjuntos de variáveis visam capturar a relevância subjetiva do programa de transferência para a família do beneficiário (*importância bolsa*) e a percepção dessa família em relação ao tratamento recebido no local onde recebe o benefício (*tratamento*). O conjunto de variáveis *dummies importância bolsa* foi criado a partir da pergunta “Pensando na importância do PBF, para você e sua família, você diria que é muito importante, importante, pouco importante ou sem importância?” Ou seja, temos quatro *dummies* e fixamos os não respondentes desta pergunta como a linha de base. Para melhor visualização nas tabelas 1A e 1B, consideramos um indivíduo que “acha o PBF importante” aquele que respondeu que o programa é muito importante ou importante. “Por sua vez, o conjunto *tratamento* foi gerado a partir da seguinte pergunta: “Em sua opinião, a maneira como vocês são tratados no local onde recebem o benefício tem sido muito boa, boa, regular, ruim ou muito ruim?” Da mesma forma, temos cinco *dummies* e a linha-base são os não respondentes desta pergunta. De forma equivalente, para melhor visualização nas tabelas, consideramos “bem tratados ao receber o PBF” os indivíduos que responderam que o tratamento é muito bom ou bom.

3 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

Moffitt (1983) define estigma como uma desutilidade ao receber o auxílio de renda. Esta desutilidade pode estar associada a preconceitos por parte da sociedade em relação ao beneficiário por sinalizar que este pertence a uma baixa classe social, ou pode também estar relacionada com questões de autoestima do próprio beneficiário. Do ponto de vista teórico, Moffitt (1983) modela o estigma de uma forma direta na função utilidade do indivíduo. Por outro lado, estamos interessados em estimar:

$$h = \beta w + \delta Y + \phi S + Z\Gamma + \mu \quad (1)$$

8. Note-se que os resultados não dependem desta variável, porém condicional ao nível de renda, sua utilização parece razoável.

em que h corresponde ao número de horas trabalhadas; w é o salário (ou renda proveniente do trabalho); Y é a renda não proveniente do trabalho; S é o efeito estigma por receber auxílio de um programa de transferência de renda; Z é um vetor de características do indivíduo que estão relacionadas com suas preferências; e μ é um termo de erro independente e identicamente distribuído por uma partilha normal de média zero e variância σ^2 .⁹

Essa oferta de trabalho é linear, o que torna o problema empírico mais fácil de implementar. Do ponto de vista teórico o impacto do estigma na oferta de trabalho é ambíguo e depende da substitutibilidade ou complementaridade entre o trabalho e o estigma. Pode-se imaginar a situação em que um indivíduo estigmatizado trabalhe mais como forma de minimizar a possível discriminação por parte da sociedade ou como forma de reduzir a dependência financeira para acelerar a sua saída do auxílio. Nesse caso, estigma e trabalho seriam complementares e esperaríamos que ϕ fosse positivo. Por outro lado, pode-se imaginar uma situação oposta à descrita acima, em que o indivíduo estigmatizado, por aversão social, prefira não se expor no ambiente de trabalho e ofereça menos horas de trabalho. Já nesse caso, trabalho seria substituto ao estigma e ϕ negativo. Portanto, a definição do impacto do estigma na oferta de trabalho através da identificação do sinal de ϕ é uma tarefa empírica.

3.1 Decisões no mercado de trabalho

Como discutido anteriormente, os dados não disponibilizam informações a respeito do montante de horas trabalhadas dentro da família. Temos apenas as seguintes informações: *i*) se o indivíduo está desocupado/inativo (resultados na tabela 2); *ii*) se alguém na família que trabalhava ou contribuía com a renda ficou desempregado após receber o benefício (tabela 3); *iii*) se alguém na família que estava desempregado ou não trabalhava obteve emprego após o benefício (tabela 4); e *iv*) se o indivíduo procurou emprego nos últimos 30 dias (tabela 5).¹⁰ Dessa forma, estima-se o efeito do estigma sobre decisões binárias dos agentes econômicos, ou seja, se ao se sentirem estigmatizados os indivíduos procuraram emprego ou se ficaram desocupados/inativos através do método *probit*.

$$\text{Prob}(h = 1 \mid \text{renda}, \text{bolsa}, \text{Stigma}, Z) = \alpha + \beta \text{renda} + \delta \text{bolsa} + \phi \text{Stigma} + \Gamma Z + \varepsilon \quad (2)$$

9. Conforme utilizado em Conway (1997), esta equação de oferta de trabalho pode ser encontrada através do processo de integração descrito por Hausman (1980) da seguinte função utilidade: $U(C, T - h, S, Z, \mu) = \frac{1}{\delta} \left(h - \frac{\beta}{\delta} \right) \cdot \exp \left\{ -1 - \frac{\delta [C + \phi S / \delta + (Z\Gamma + \mu) / \delta - \beta / \delta^2]}{\beta / \delta - h} \right\}$, onde C é o consumo privado do indivíduo; T é o número de horas disponíveis para trabalho ou lazer; e β , ϕ e δ são parâmetros desta função.

10. Apesar de restritivo, isto faz com que nossos resultados apenas se apliquem no que diz respeito a tomadas de decisão das famílias relacionadas a mudanças descontínuas de comportamento, ou seja, menos suscetíveis ao efeito estigma, o que fortalece o resultado.

onde b é uma variável binária: assume valor 1 se está desocupado/inativo (tabela 2); ou se alguém na família ficou desempregado (tabela 3); ou se alguém na família que estava desocupado/inativo obteve emprego após o benefício (tabela 4); ou se o indivíduo que estava desocupado/inativo procurou emprego nos últimos 30 dias (tabela 5); e zero, caso contrário em cada uma das tabelas. A variável *renda* corresponde à renda total da família advinda do trabalho (corresponde ao w no modelo acima); *bolsa* é o valor recebido do benefício através do PBF – equivalente ao termo Y na especificação (1)–; *Stigma* representa o componente de interesse, o estigma; e Z são os controles. Usamos como controle as variáveis sexo, idade, idade², raça, estado civil, *dummies* de escolaridade, *dummy* indicando se o indivíduo frequenta a escola e *dummies* de região do país.

TABELA 2
Estigma e a probabilidade de estar desempregado – entre 16 e 60 anos

Método: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	Desempregado1 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado2 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado4 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,228*** (0,069)	-0,223*** (0,069)	-0,177** (0,071)	-0,178** (0,071)	-0,183** (0,072)
Bolsa		0,002** (0,001)	0,002** (0,001)	0,002* (0,001)	0,002* (0,001)
Renda				-0.0003** (0.0001)	-0.0003** (0.0001)
Pessimismo					0,364*** (0,140)
Importância da bolsa	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	Sim	Sim	Sim
R ² ajustado	0,227	0,229	0,232	0,233	0,235
Observações	5.779	5.753	5.753	5.753	5.735

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

Diferentes especificações do modelo são testadas a fim de checarmos a robustez dos resultados encontrados. Na especificação (1), o modelo mais simples em que apenas a variável *Stigma* e os controles (Z), acima descritos, são incluídos na regressão. A especificação (2) inclui a variável *bolsa*. A especificação (3) inclui no vetor de controles (Z) dois componentes adicionais. O primeiro conjunto de variáveis *dummies* mede a importância subjetiva do PBF na vida do beneficiário (*importância bolsa*). Já o segundo captura a percepção do beneficiário em relação à forma como é tratado no momento em que recebe a transferência (*tratamento*). A inclusão do primeiro conjunto de variáveis visa controlar a relevância subjetiva da transferência. Nesse sentido, tentamos separar

o efeito da importância pessoal do PBF de uma possível desutilidade do benefício causado por preconceito externo à família. O segundo conjunto de variáveis tem a função de isolar o efeito estigma social de possíveis problemas de funcionamento do sistema de transferência, tais como maus tratos no ato do recebimento do benefício. A especificação (4) agrega a variável renda total da família na regressão. Na última especificação, inclui-se o componente *pessimismo* que busca medir, de alguma forma, o pessimismo que os indivíduos atribuem ao seu futuro.^{11, 12}

TABELA 3

Estigma e a probabilidade de alguém na família ficar desempregado – entre 16 e 60 anos

MQO	Desempregado1 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado2 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado4 Coeficiente/ erro-padrão	Desempregado5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,297*** (0,065)	-0,299*** (0,065)	-0,223*** (0,067)	-0,222*** (0,067)	-0,201*** (0,067)
Bolsa		0,002*** (0,001)	0,002* (0,001)	0,002** (0,001)	0,002* (0,001)
Renda				0,001*** (0,0001)	0,001*** (0,0001)
Pessimismo					0,335*** (0,123)
Importância da bolsa	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	Sim	Sim	Sim
R ² ajustado	0,074	0,077	0,095	0,098	0,098
Observações	5.778	5.753	5.744	5.744	5.726

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *;

A principal razão para esta apresentação se dá por conta de que algumas variáveis podem ser consideradas endógenas no modelo. Desta forma, ao mostrarmos todos os resultados, esperamos comprovar a robustez do sinal e a magnitude da variável de interesse, o estigma.¹³

11. As estimações com todas as variáveis utilizadas estão no apêndice.

12. Testamos também esta última especificação considerando o método *propensity score matching (nearest neighbor)*. Os resultados encontrados são qualitativamente similares aos reportados, exceto quando a variável dependente considerada for "procurou emprego nos último 30 dias", embora nessas abordagens não encontremos significância estatística para a variável *Stigma*.

13. Por exemplo, a possível endogeneidade da variável renda se deve ao fato de que trabalhadores empregados possuem rendas maiores, portanto o resíduo da regressão principal é potencialmente correlacionado com esta variável, o que superestima o efeito renda. Por outro lado, sendo esta variável composta por renda do trabalho e renda de transferência e ainda se o efeito da renda de transferência sobre as variáveis de interesse for oposto ou menor que o efeito da renda advinda do trabalho, podemos observar coeficientes subestimados para a renda.

TABELA 4

Estigma e a probabilidade de alguém na família ficar empregado – entre 16 e 60 anos

MQO	Empregado1 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado2 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado- 4bh Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,001 (0,096)	0,010 (0,097)	0,110 (0,101)	0,114 (0,102)	0,118 (0,102)
Bolsa		0,007*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
Renda				0,001*** (0,0001)	0,001*** (0,0001)
Pessimismo					-0,097 (0,225)
Importância da bolsa	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	Sim	Sim	Sim
R ² ajustado	0,055	0,065	0,088	0,098	0,098
Observações	5.778	5.753	5.732	5.732	5.714

Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 5

Estigma e a procura por emprego entre desempregados – entre 16 e 60 anos

MQO	Procura1 Coeficiente/ erro-padrão	Procura2 Coeficiente/ erro-padrão	Procura3 Coeficiente/ erro-padrão	Procura4 Coeficiente/ erro-padrão	Procura5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	0,177 (0,165)	0,186 (0,167)	0,105 (0,174)	0,124 (0,174)	0,132 (0,176)
Bolsa		0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
Renda				-0,0004* (0,0002)	-0,0004** (0,0002)
Pessimismo					-0,312*** (0,173)
Importância da bolsa	Não	Não	0,085	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	1,302	Sim	Sim
R ² ajustado	0,055	0,056	0,085	0,087	0,094
Observações	1.310	1.305	1.302	1.302	1.300

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

Uma questão relevante a ser notada é a omissão da variável *número de pessoas na família* nas especificações propostas. Isso se deve a problemas na base de dados que não continha esta informação para a grande maioria dos entrevistados. Contudo,

imaginamos que a ausência desta variável foi compensada pela inclusão das variáveis: *renda* total da família e *bolsa*, valor da transferência recebida pela família, uma vez que essas duas variáveis são (fortemente) correlacionadas com o tamanho de família.

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados sobre a probabilidade de o indivíduo estar desocupado/inativo e de encontrar alguém (outro) na família do beneficiário que ficou desempregado após o recebimento do benefício, respectivamente. O efeito estigma é negativo e significativo em todas as especificações. Ou seja, o indivíduo que se sentiu estigmatizado apresenta menor probabilidade de estar desocupado/inativo (tabela 2) ou de ter alguém (outro) na família que ficou desempregado (tabela 3). A redução na probabilidade fica em torno de 7% e 7,7%, respectivamente, (efeitos marginais).¹⁴ Este resultado sugere que famílias que apresentam indivíduos que se sentiram estigmatizados, ao menos estatisticamente, buscam permanecer no seu emprego, evitando possivelmente maiores constrangimentos ou tentando sair do programa mais rapidamente.

A variável *bolsa* está associada positiva e estatisticamente com a probabilidade de o indivíduo estar desocupado/inativo (tabela 2) bem como a de alguém ficar desempregado após o recebimento do benefício (tabela 3). Já a variável *renda* reduz a probabilidade de alguém estar desocupado/inativo (tabela 2), porém aumenta a probabilidade de que alguém (outro) na família perca o emprego após receber a transferência (tabela 3). Isto pode decorrer do efeito riqueza gerado sobre as famílias, uma vez que membros das famílias com maior poder aquisitivo, que recebem alguma transferência de renda cujo respondente apresenta baixa probabilidade de perder o emprego, podem optar pelo desemprego, seja para procurar melhores oportunidades, estudar ou porque preferem mais lazer.

Por fim, a variável que considera se o indivíduo que respondeu o questionário é pessimista (*pessimismo*) afeta positivamente a probabilidade de estar desocupado/inativo (tabela 2) ou de alguém na família ficar desempregado (tabela 3). O uso desta variável é controverso, pois ela pode ser causada pelo fato de o indivíduo estar ou ficar desempregado, o problema de causalidade reversa. É possível que ao responder que é pessimista em relação ao futuro o entrevistado esteja externalizando uma situação que ignoramos, como por exemplo a existência de uma doença grave ou qualquer outra informação correlacionada com a variável de interesse. Nesse caso, teríamos o problema de endogeneidade da variável *pessimismo*. Por outro lado, sua omissão poderia gerar argumentos de que as pessoas que se sentiram estigmatizadas possuem perspectivas negativas ou mesmo diferentes das outras e o efeito que estaríamos estimando não se deve ao estigma, e sim a características idiossincráticas dessas famílias. De qualquer forma, os resultados são robustos à sua inclusão.

Os resultados encontrados podem estar captando dois efeitos distintos. Primeiro, a ideia de que pessoas que se sentem constrangidas pelo fato de estarem recebendo o

14. Os efeitos marginais foram calculados com base na média das covariadas.

auxílio (ou terem alguém na família beneficiado) evitam perder seus empregos. Ou, os resultados estão captando um efeito de causalidade reversa, ou seja, os indivíduos estigmatizados no trabalho, portanto, aqueles que não estão desocupados/inativos (ou têm alguém na família que não passou a ficar desempregado) são menos estigmatizados.

Para tentar identificar a causa dos resultados encontrados, regredimos às mesmas equações das tabelas 2 e 3, excluindo aqueles indivíduos que informaram estar sendo estigmatizados no local de trabalho (53 indivíduos de um total de 943 que se dizem estigmatizados).¹⁵ Os resultados são bastante parecidos. No caso de a variável dependente ser a probabilidade de estar desocupado/inativo, o efeito marginal é igual a 7,1%. Já na regressão onde a variável dependente captura a probabilidade de alguém na família perder o emprego após o recebimento do auxílio, este efeito marginal do estigma é também de 7,7%. Portanto, a hipótese de causalidade reversa não parece uma explicação plausível para os resultados encontrados.

As tabelas 4 e 5 referem-se às estimativas do efeito estigma sobre a probabilidade de alguém na família obter emprego (tabela 4) e sobre a probabilidade de alguém na família que estava desocupado/inativo procurar emprego (tabela 5, com a *subamostra* de 1.300 observações),¹⁶ ambos após receberem alguma transferência federal.

Pode-se observar que, apesar de não significativo, o estigma afeta positivamente ambas as variáveis dependentes. Condicional aos fatores relevantes, famílias que se sentiram estigmatizadas possuem uma probabilidade 1,6% maior de alguém na família ficar empregada – calculado a partir da coluna (5), tabela 4. Ainda, o fato de se sentirem estigmatizadas faz com que as famílias também procurem mais por emprego quando desempregadas. Esta procura é 5% maior quando comparada com a das famílias que não se sentiram estigmatizadas – efeito marginal calculado a partir da coluna (5), tabela 5 –, porém a diferença não é estatisticamente significativa.

A variável *bolsa* é positiva e significativa na maioria dos casos, ou seja, a probabilidade de alguém na família ficar empregado (tabela 4) ou procurar emprego (tabela 5) é tanto maior quanto maior for o valor da transferência de renda.¹⁷ É possível que nesse caso estejamos capturando o efeito tamanho de família, uma vez que domicílios com mais crianças recebam um valor maior de transferência, além de aumentar a chance de alguém ficar empregado.

Já o efeito da renda familiar possui sinais opostos (tabelas 4 e 5). Um aumento de renda afeta positivamente a probabilidade de alguém na família obter

15. No questionário desta pesquisa, logo após a questão de número 70 onde se pergunta ao indivíduo se já sofreu preconceito ou constrangimento por receber o Bolsa Família, a próxima questão (71) pergunta onde isto ocorreu, e o local de trabalho é uma das opções.

16. Esta regressão considera apenas os membros desempregados das famílias, por isso a redução para 1.310 observações em contrapartida às 5.778 observações quando consideramos a amostra inteira.

17. Entre as pessoas estigmatizadas, 23% acham o PBF muito importante e 69% importante. Já para os não estigmatizados estes números correspondem a 44% e 53%, respectivamente.

emprego (tabela 4), porém reduz a probabilidade de desocupados/inativos nas famílias procurarem emprego (tabela 5). Isto sugere que renda mais alta captura melhores características socioeconômicas das famílias que estão associadas a uma probabilidade de conseguirem emprego, uma vez que o procuram. Por outro lado, entre os desocupados/inativos, níveis mais altos de renda geram menores incentivos em alguns membros destas famílias que podem optar por mais estudo ou lazer em detrimento da procura por emprego.

Por último, a variável *pessimismo* somente afeta significativamente a probabilidade de desocupados/inativos procurarem emprego – tabela 5, coluna (5). Este efeito, conforme esperado, é negativo. Pessoas aqui classificadas como pessimistas tendem a não acreditar que consigam arrumar emprego e, uma vez desocupadas, optam por não procurarem novas oportunidades.

Os resultados encontrados ratificam a ideia de que indivíduos estigmatizados (ou membros da família desses indivíduos) procuram emprego como forma de evitar ou diminuir o constrangimento, seja por estarem tentando sair da condição de beneficiários ou como forma de reduzir o preconceito por parte da sociedade mostrando-se produtivos.

Observe-se que os resultados estimados não captam o efeito discriminação exclusivamente. Se este fosse o caso, teríamos que os indivíduos definidos como estigmatizados tenderiam a encontrar menores chances de arrumar emprego ou maiores chances de ficarem desempregados, pois seriam discriminados no mercado de trabalho. As estimações apontam para a direção oposta.

3.2 Decisão na formação do capital humano

Os resultados anteriores indicam que as famílias que se sentiram estigmatizadas por receberem algum tipo de transferência tomam decisões diferentes das famílias beneficiárias que não se sentiram estigmatizadas. Em particular, o efeito estigma medido parece conduzir as famílias a procurarem melhores condições no mercado de trabalho. Isto pode se dar por uma menor probabilidade de terem membros desempregados ou maior probabilidade de procurarem e encontrarem novos empregos.

No entanto, um dos objetivos do principal programa de transferência federal, o PBF, é fazer com que as crianças frequentem a escola. Em particular, este é um dos pré-requisitos para que as famílias recebam o benefício. Como esta pesquisa ainda traz informações sobre questões associadas à escolaridade e conseqüentemente à formação de capital humano de crianças beneficiadas pelo programa, testamos também o efeito do estigma na assiduidade da criança na escola. Nesse caso, a decisão sobre a quantidade e a qualidade da educação, que está relacionada à assiduidade, é afetada pelo estigma. Mais uma vez, a direção do efeito do estigma na

escolaridade dos indivíduos é ambígua e a sua identificação continua sendo uma tarefa empírica.

Testa-se, então, se famílias que se sentiram estigmatizadas possuem crianças com maior ou menor assiduidade escolar bem como anos de estudo. Essa questão é extremamente relevante em termos de políticas públicas, pois podemos verificar comportamentos distintos de beneficiários de programas de transferência apenas pelo fato de se sentirem discriminados.

Para obter a formulação correspondente na estimação, basta substituir a variável *h* da equação (1) que mede o número de horas de trabalho ofertadas pelo número de dias frequentados na escola (tabela 6) e pelos anos de estudo (tabela 7) pelas crianças das famílias e pelos anos de escolaridade das famílias. A tabela 6 mostra os resultados referentes ao efeito do estigma sobre a decisão das famílias com crianças quanto à assiduidade escolar enquanto a tabela 7 aponta a relação entre estigma e escolaridade.

TABELA 6
Estigma e assiduidade escolar – entre 7 e 14 anos

	Assiduidade1	Assiduidade2	Assiduidade3	Assiduidade4	Assiduidade5
MQO	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão
Stigma	0,118*** (0,037)	0,112*** (0,037)	0,090** (0,037)	0,090** (0,038)	0,079** (0,038)
Bolsa		-0,001* (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Renda				-0,00007 (0,0001)	-0,00008 (0,0001)
Pessimismo					-0,276** (0,122)
Importância da bolsa	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	Sim	Sim	Sim
R ² ajustado	0,022	0,023	0,024	0,024	0,029
Observações	2.738	2.726	2.726	2.726	2.720

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

As estimações sugerem que o estigma está associado positivamente à assiduidade escolar, ou seja, famílias que se sentiram estigmatizadas apresentam crianças com maior assiduidade escolar – 0,08 dia a mais por semana, coluna (5), tabela 6 – do que aquelas que, mesmo beneficiárias de programas de transferência, não se sentiram estigmatizadas. Isto reforça os resultados obtidos na seção anterior que

aponta o efeito estigma como motivador de decisões que visam retirar as famílias desta situação de dependência. O estigma verificado parece impulsionar as famílias a investir no capital humano, em particular na educação de suas crianças, ratificando mais uma vez a ideia de que famílias estigmatizadas empenham maior esforço para sair da condição de beneficiários.

TABELA 7
Estigma e escolaridade – entre 7 e 14 anos

	Escolaridade1	Escolaridade2	Escolaridade3	Escolaridade4	Escolaridade5
MQO	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	0,148*** (0,056)	0,122** (0,056)	0,122** (0,058)	0,120** (0,058)	0,107* (0,059)
Bolsa		-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
Renda				0,000* (0,0001)	0,000* (0,0001)
Pessimismo					-0,375** (0,167)
Importância da bolsa	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Tratamento	Não	Não	Sim	Sim	Sim
R ² ajustado	0,783	0,784	0,785	0,785	0,789
Observações	2.785	2.773	2.773	2.773	2.767

Fonte: Elaboração dos autores.

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

As variáveis *bolsa* e *renda* não são significativas e ambas apresentam o sinal negativo. Ou seja, quanto maior a renda do indivíduo e maior o valor da transferência (*bolsa*), menor a assiduidade. Pode ser que as famílias que recebem maior transferência precisem que suas crianças executem algum outro tipo de tarefa, o que afeta a decisão de assiduidade escolar.¹⁸

Por fim, de acordo com o esperado, famílias classificadas como pessimistas apresentam crianças com menor frequência escolar. Pode ser que estas famílias estejam descrentes de sucesso futuro e não acreditem que investimentos na educação mudem sua situação atual. Portanto, influenciam negativamente a decisão dos filhos de irem à escola.

A tabela 7 aponta que o estigma está associado positivamente à escolaridade, ou seja, crianças estigmatizadas apresentam escolaridade média mais alta (0,10

18. Em nossa amostra, nenhuma pessoa abaixo dos 14 anos revelou estar trabalhando. Para maiores detalhes acerca de trabalho infantil, ver Duryea e Arends-Kuenning (2003) e Cardoso e Souza (2004).

anos de estudo a mais na regressão com todos os controles), sendo estatisticamente significativa (10%). Isto apoia os resultados obtidos anteriores que sugerem o efeito estigma como motivador de decisões que visam retirar as famílias da situação de dependência. Uma possível interpretação deste resultado é que o estigma pode estar impulsionando as famílias a investirem no capital humano, em particular na educação de suas crianças, ratificando mais uma vez a ideia de que famílias estigmatizadas empenham maior esforço para sair da condição de beneficiários. Por outro lado, como discutido anteriormente, é possível também que estejamos capturando uma heterogeneidade entre os agentes, ou seja, indivíduos que se preocupam mais com a educação dos filhos são os que mais se sentem desconfortáveis com a situação de dependência em relação às transferências.

As variáveis *bolsa* e *renda* são significativas, sendo a primeira negativa e a segunda positiva. Ou seja, quanto maior a renda do indivíduo, mais educada é a família. Conforme dito antes, apesar de possivelmente endógena a variável *renda* captura o tamanho da família e também as condições socioeconômicas das mesmas. O fato de termos o sinal positivo e significativo neste caso corrobora esta ideia. No entanto, não se pode dizer nada a respeito da causalidade dos efeitos. Ainda, quanto maior o valor recebido pela bolsa, menor a escolaridade das famílias. É possível que nesse caso estejamos capturando o efeito tamanho de família, uma vez que domicílios com mais crianças recebam um valor maior de transferência e, conseqüentemente, possuam menor escolaridade, ou ainda, como acima, pode ser que as famílias que recebam maior transferência precisem trabalhar logo cedo e por consequência tenham que abandonar a escola.

Por fim, de acordo com o esperado, famílias classificadas como pessimistas apresentam menores anos de escolaridade. Pode ser que a ausência na formação de capital humano dessas famílias as deixe menos otimistas em relação ao seu futuro.

4 CONCLUSÃO

Este artigo investiga a relação entre estigma e decisões econômicas dos indivíduos beneficiados por algum programa de transferência federal. Estigma é definido aqui como a desutilidade que pode resultar ao se participar de algum programa de transferência.

Em particular, o efeito estigma medido está associado às decisões das famílias que buscam melhores condições no mercado de trabalho. Isto pode ocorrer seja por se verificar menor probabilidade de possuírem membros desempregados após o recebimento do benefício, menor probabilidade de estarem desocupados/inativos ou maior probabilidade de procurarem e encontrarem novos empregos. Estima-se que a probabilidade de encontrar membros de famílias estigmatizadas desempregados seja 7,5% menor quando comparados a membros de famílias que não sofrem do estigma. Isto contrasta com Moffit (1983) que sugere que o estigma reduz o número de horas trabalhadas e parece corroborar a hipótese defendida por Handlert

e Hollingsworth (1969), de que as políticas assistencialistas podem envergonhar aqueles que procuram o benefício. No nosso caso, famílias estigmatizadas tomam decisões que objetivam reduzir a dependência futura de benefícios. Ainda, estima-se que o estigma está positivamente associado à frequência escolar e à escolaridade das crianças destas famílias, ou seja, as famílias estigmatizadas parecem investir mais em educação das crianças que famílias não estigmatizadas.

A interpretação dos resultados requer cautela. Diferentes interpretações deste trabalho podem surgir. Por exemplo, os resultados podem estar capturando um efeito causal de estigma sobre o esforço do indivíduo e de sua família para sair da condição de dependentes financeiros do programa. Por outro lado, também é possível que a heterogeneidade entre os agentes explique a correlação encontrada aqui. Suponhamos que os agentes possuidores de uma característica de maior esforço são também aqueles que se sintam mais constrangidos pelo fato de estarem recebendo o auxílio. Nesse caso, o efeito do estigma não seria causal, mas capturaria um elemento idiossincrático dos beneficiários. Portanto, torna-se clara a necessidade de aprofundar a investigação neste tema, sendo o próximo passo a construção de base de dados juntamente com estratégias de identificação que permitam isolar desta relação a parcela atribuída ao efeito causal do estigma e ao efeito da heterogeneidade dos agentes.

ABSTRACT

This paper investigates the relationship between stigma and economic decisions of those individuals benefited from any federal assistance program. Stigma is defined as the disutility resultant in participating in any assistance program. In particular, the paper estimates that stigma is negatively associated with unemployment in the family for adults and higher school attendance and more schooling among children. More studies on stigma should be conducted to truly identify the causality between the economic variables in order to debate with Moffit (1983) which suggests that stigma reduces the number of worked hours.

REFERÊNCIAS

- ANGERMEYER, M.; MATSHINGINGER, H. The effects of violent attacks by Schizophrenia persons on attitude of the public towards the mentally ill. *Social Science Medicine*, v. 43, p. 1.721-1.728, 1994.
- CALVO-ARMENGO, J.; JACKSON, E. J. The effects of social networks on employment and inequality. *The American Economic Review*, v. 94, p. 426-454, 1994.
- CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. *The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil*. Department of Economics, Vanderbilt University, 2004 (Working Papers, n. 0407).
- CONWAY, K. Labor supply, taxes, and government spending: a microeconomic analysis. *Review of Economics and Statistics*, v. 79, p. 50-67, 1997.
- DURYEA, S.; ARENDS-KUENNING, M. School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil. *World Development*, v. 31, n. 7, p. 1.165-1.178, 2003.

HANDLERT, A.; HOLLINGSWORTH, M. Stigma, privacy, and other attitudes of welfare recipients. *Stanford Law Review*, v. 22, p. 1-19, 1969.

HAUSMAN, J. The effect of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation. *Journal of Public Economics*, v. 14, p. 161-194, 1980.

LINK, B.; PHELAN, J. Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, v. 27, p. 363-385, 2001.

MESQUITA, C. *O Programa Bolsa Família: uma análise de seu impacto e alcance social*. Dissertação de Mestrado, UNB, 2007.

MOFFIT, R. An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, v. 73, p. 1.023-1.035, 1983.

OPALA, J.; BOYLOT, F. Leprosy among the limbo: illness and healing in the context, of world view. *Social Sciences Medicine*, v. 42, p. 3-19, 1996.

PAGE, R. *Stigma*. London: Routledge and Keegan Paul, 1984.

PHELAN, J.; LINK, B.; STUEVE, A.; PESCOSOLIDO, B. Public conceptions of mental illness. in 1950 and 1996: what is mental illness and it is to be feared. *Journal of Health and Social Behavior*, v. 41, p. 188-207, 2000.

SHELDON, K.; CALDWELL, L. Urinary incontinence in women: implications for therapeutic recreation. *Therapeutic Recreation Journal*, v. 28, p. 203-212, 1994.

VISHWANATH, T. Job search stigma effect and escape rate from unemployment. *Journal of Labor Economics*, v. 7, p. 487-502, 1989.

WASGROVE, D. Policing yourself: social closure and internalization of stigma. In: LEE, G.; LOVERIDGE, R. (Ed.). *In the manufacture of disadvantage*. Philadelphia: Open University Press, 1987.

(Originais submetidos em maio de 2008. Última versão recebida em junho de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

APÊNDICE

ESTIMAÇÕES COMPLETAS¹⁹

TABELA A.2

Estigma e a probabilidade de estar desempregado – entre 16 e 60 anos

	Desempregado1	Desempregado2	Desempregado3	Desempregado4	Desempregado5
	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,228*** (0,069)	-0,223*** (0,069)	-0,177** (0,071)	-0,178** (0,071)	-0,183** (0,072)
Cor branca	-0,262** (0,112)	-0,240** (0,113)	-0,206* (0,114)	-0,182 (0,115)	-0,182 (0,115)
Cor negra	-0,264** (0,115)	-0,259** (0,115)	-0,212* (0,116)	-0,193* (0,117)	-0,192 (0,117)
Cor amarela	-0,190 (0,167)	-0,188 (0,167)	-0,147 (0,167)	-0,134 (0,168)	-0,134 (0,168)
Cor parda	-0,236** (0,111)	-0,224** (0,111)	-0,172 (0,113)	-0,153 (0,113)	-0,163 (0,113)
Idade	-0,151*** (0,015)	-0,149*** (0,016)	-0,150*** (0,016)	-0,150*** (0,016)	-0,153*** (0,016)
Idade ao quadrado	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)
Região Norte	0,337*** (0,067)	0,317*** (0,068)	0,259*** (0,070)	0,253*** (0,071)	0,255*** (0,071)
Região Nordeste	0,249*** (0,059)	0,232*** (0,059)	0,183*** (0,061)	0,178*** (0,061)	0,175*** (0,061)
Região Sudeste	0,241*** (0,066)	0,237*** (0,066)	0,196*** (0,067)	0,218*** (0,068)	0,202*** (0,068)
Região Sul	0,334*** (0,069)	0,336*** (0,069)	0,283*** (0,071)	0,279*** (0,071)	0,261*** (0,072)
Sexo	-0,869*** (0,044)	-0,870*** (0,045)	-0,872*** (0,045)	-0,871*** (0,045)	-0,876*** (0,045)
Estuda	0,670*** (0,074)	0,670*** (0,075)	0,650*** (0,075)	0,650*** (0,075)	0,652*** (0,076)
Casado(a)/vive junto	0,782*** (0,166)	0,790*** (0,165)	0,774*** (0,166)	0,777*** (0,165)	0,778*** (0,164)
Separado(a)/divorciado(a)	0,537*** (0,177)	0,539*** (0,177)	0,512*** (0,177)	0,511*** (0,176)	0,508*** (0,176)
Solteiro(a)	1,225*** (0,177)	1,248*** (0,177)	1,223*** (0,177)	1,242*** (0,176)	1,232*** (0,176)

(continua)

19. Estas estimações são as versões completas das tabelas 2,3,4,5,6 e 7 que fazem parte do corpo do texto.

(continuação)

	Desempregado1	Desempregado2	Desempregado3	Desempregado4	Desempregado5
	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão
Estuda 1 a 4 anos	-0,088 (0,097)	-0,088 (0,098)	-0,078 (0,098)	-0,064 (0,098)	-0,073 (0,099)
Estuda 5 a 8 anos	-0,188* (0,096)	-0,185* (0,097)	-0,152 (0,097)	-0,134 (0,098)	-0,135 (0,098)
Estuda 8 a 13 anos	-0,468*** (0,100)	-0,464*** (0,101)	-0,410*** (0,102)	-0,390*** (0,103)	-0,396*** (0,103)
Valor da bolsa		0,002** (0,001)	0,002** (0,001)	0,002* (0,001)	0,002* (0,001)
Bolsa muito importante			-0,145 (0,391)	-0,151 (0,390)	-0,167 (0,391)
Bolsa importante			-0,300 (0,391)	-0,308 (0,390)	-0,329 (0,391)
Bolsa pouco importante			-0,249 (0,408)	-0,249 (0,407)	-0,304 (0,409)
Bolsa sem importância			0,391 (0,537)	0,359 (0,535)	0,239 (0,551)
Tratamento ao receber muito bom			0,049 (0,610)	0,060 (0,610)	0,049 (0,613)
Tratamento ao receber bom			0,169 (0,609)	0,187 (0,609)	0,169 (0,612)
Tratamento ao receber regular			0,148 (0,612)	0,142 (0,612)	0,128 (0,615)
Tratamento ao receber ruim			-0,165 (0,651)	-0,121 (0,651)	-0,189 (0,654)
Tratamento ao receber muito ruim			0,356 (0,717)	0,558 (0,721)	0,286 (0,729)
Renda				-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Pessimismo					0,364*** (0,140)
_cons	2,198*** (0,345)	1,999*** (0,351)	2,119*** (0,809)	2,213*** (0,809)	2,295*** (0,812)
R ² ajustado	0,227	0,229	0,232	0,233	0,235
Observações	5.779	5.753	5.753	5.753	5.735

Nota: Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

TABELA A.3

Estigma e a probabilidade de alguém na família ficar desempregado – entre 16 e 60 anos

	Desempregado1	Desempregado2	Desempregado3	Desempregado4	Desempregado5
	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,297*** (0,065)	-0,299*** (0,065)	-0,223*** (0,067)	-0,222*** (0,067)	-0,201*** (0,067)
Cor branca	-0,339*** (0,105)	-0,310*** (0,105)	-0,242** (0,107)	-0,283*** (0,108)	-0,290*** (0,108)
Cor negra	-0,569*** (0,108)	-0,563*** (0,108)	-0,460*** (0,110)	-0,490*** (0,110)	-0,494*** (0,110)
Cor amarela	-0,294* (0,163)	-0,292* (0,163)	-0,194 (0,164)	-0,217 (0,163)	-0,216 (0,163)
Cor parda	-0,464*** (0,104)	-0,446*** (0,104)	-0,329*** (0,106)	-0,359*** (0,106)	-0,368*** (0,106)
Idade	0,002 (0,015)	0,006 (0,015)	0,000 (0,015)	0,001 (0,015)	0,000 (0,015)
Idade ao quadrado	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Região Norte	0,677*** (0,065)	0,660*** (0,066)	0,548*** (0,068)	0,556*** (0,069)	0,562*** (0,069)
Região Nordeste	0,689*** (0,057)	0,677*** (0,058)	0,578*** (0,060)	0,585*** (0,060)	0,586*** (0,060)
Região Sudeste	0,336*** (0,063)	0,332*** (0,063)	0,297*** (0,065)	0,256*** (0,066)	0,254*** (0,066)
Região Sul	0,308*** (0,067)	0,296*** (0,068)	0,216*** (0,070)	0,219*** (0,070)	0,211*** (0,070)
Sexo	0,029 (0,040)	0,030 (0,040)	0,036 (0,041)	0,032 (0,041)	0,034 (0,041)
Estuda	0,183*** (0,066)	0,187*** (0,066)	0,148** (0,066)	0,149** (0,067)	0,151** (0,067)
Casado(a)/vive junto	-0,116 (0,147)	-0,114 (0,148)	-0,144 (0,149)	-0,153 (0,149)	-0,153 (0,148)
Separado(a)/divorciado(a)	0,130 (0,159)	0,121 (0,160)	0,054 (0,161)	0,050 (0,161)	0,045 (0,160)
Solteiro(a)	0,548*** (0,159)	0,572*** (0,159)	0,528*** (0,160)	0,496*** (0,161)	0,495*** (0,160)

(continua)

(continuação)

	Desempregado1	Desempregado2	Desempregado3	Desempregado4	Desempregado5
	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão	Coeficiente/ erro-padrão
Estuda 1 a 4 anos	0,148 (0,095)	0,145 (0,095)	0,176* (0,095)	0,155 (0,096)	0,151 (0,096)
Estuda 5 a 8 anos	0,046 (0,093)	0,044 (0,094)	0,118 (0,095)	0,090 (0,095)	0,092 (0,095)
Estuda 8 a 13 anos	-0,086 (0,096)	-0,083 (0,096)	0,023 (0,098)	-0,011 (0,098)	-0,011 (0,098)
Valor da bolsa		0,002*** (0,001)	0,002* (0,001)	0,002** (0,001)	0,002* (0,001)
Bolsa muito importante			-0,612 (0,474)	-0,602 (0,479)	-0,613 (0,478)
Bolsa importante			-0,978** (0,473)	-0,964** (0,478)	-0,977** (0,477)
Bolsa pouco importante			-0,998** (0,487)	-0,997** (0,493)	-1,053** (0,493)
Bolsa sem importância			0,586 (0,588)	0,635 (0,591)	0,493 (0,610)
Tratamento ao receber muito bom			0,688 (0,462)	0,665 (0,467)	0,661 (0,464)
Tratamento ao receber bom			0,836* (0,461)	0,801* (0,465)	0,799* (0,462)
Tratamento ao receber regular			1,021** (0,463)	1,023** (0,468)	1,019** (0,465)
Tratamento ao receber ruim			0,953* (0,517)	0,870* (0,522)	0,817 (0,516)
Renda				0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
Pessimismo					0,335*** (0,123)
_cons	-0,773** (0,326)	-1,009*** (0,333)	-0,940 (0,742)	-1,078 (0,748)	-1,045 (0,746)
R ² ajustado	0,074	0,077	0,095	0,098	0,098
Observações	5.778	5.753	5.744	5.744	5.726

Nota: Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

TABELA A.4

Estigma e a probabilidade de alguém na família ficar empregado – entre 16 e 60 anos

	Empregado1 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado2 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado4 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	-0,001 (0,096)	0,010 (0,097)	0,110 (0,101)	0,114 (0,102)	0,118 (0,102)
Cor branca	-0,361*** (0,122)	-0,321*** (0,123)	-0,236* (0,125)	-0,298** (0,127)	-0,298** (0,127)
Cor negra	-0,591*** (0,132)	-0,599*** (0,133)	-0,501*** (0,134)	-0,552*** (0,135)	-0,551*** (0,135)
Cor amarela	0,089 (0,183)	0,075 (0,183)	0,171 (0,184)	0,143 (0,185)	0,143 (0,185)
Cor parda	-0,432*** (0,122)	-0,415*** (0,123)	-0,304** (0,125)	-0,358*** (0,125)	-0,356*** (0,125)
Idade	-0,005 (0,019)	-0,002 (0,019)	-0,004 (0,019)	-0,005 (0,019)	-0,004 (0,019)
Idade ao quadrado	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Região Norte	0,173** (0,082)	0,121 (0,084)	-0,001 (0,088)	0,004 (0,088)	0,003 (0,088)
Região Nordeste	-0,248*** (0,077)	-0,299*** (0,078)	-0,391*** (0,081)	-0,387*** (0,081)	-0,388*** (0,081)
Região Sudeste	-0,123 (0,084)	-0,151* (0,084)	-0,228*** (0,087)	-0,315*** (0,088)	-0,309*** (0,087)
Região Sul	0,336*** (0,080)	0,318*** (0,081)	0,226*** (0,085)	0,225*** (0,085)	0,230*** (0,085)
Sexo	0,038 (0,054)	0,041 (0,055)	0,042 (0,055)	0,033 (0,056)	0,033 (0,056)
Estuda	0,015 (0,092)	0,018 (0,093)	-0,013 (0,092)	-0,014 (0,093)	-0,016 (0,093)
Casado(a)/vive junto	0,191 (0,205)	0,200 (0,204)	0,169 (0,208)	0,155 (0,211)	0,156 (0,211)
Separado(a)/divorciado(a)	0,368* (0,219)	0,359 (0,219)	0,320 (0,224)	0,311 (0,227)	0,313 (0,227)
Solteiro(a)	0,503** (0,216)	0,533** (0,216)	0,492** (0,220)	0,437* (0,223)	0,440** (0,223)

(continua)

(continuação)

	Empregado1 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado2 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado3 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado4 Coeficiente/ erro-padrão	Empregado5 Coeficiente/ erro-padrão
Estuda 1 a 4 anos	-0,088 (0,117)	-0,110 (0,118)	-0,082 (0,119)	-0,123 (0,120)	-0,121 (0,120)
Estuda 5 a 8 anos	-0,286** (0,117)	-0,288** (0,118)	-0,241** (0,119)	-0,287** (0,120)	-0,287** (0,120)
Estuda 8 a 13 anos	-0,487*** (0,123)	-0,469*** (0,124)	-0,374*** (0,126)	-0,429*** (0,128)	-0,427*** (0,128)
Valor da bolsa		0,007*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,006*** (0,001)
Bolsa muito importante			4,599	4,618	4,621*** (0,453)
Bolsa importante			4,266	4,294	4,298*** (0,431)
Bolsa pouco importante			3,692	3,731	3,738*** (0,451)
Tratamento ao receber muito bom			4,355	4,315	4,316*** (0,404)
Tratamento ao receber bom			4,537	4,483	4,486*** (0,460)
Tratamento ao receber regular			4,382	4,386	4,387*** (0,440)
Tratamento ao receber ruim			5,339	5,208	5,217*** (0,505)
Renda				0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
Pessimismo					-0,097 (0,225)
_cons	-0,884** (0,420)	-1,397*** (0,433)	-10,249	-10,426	-10,432
R ² ajustado	0,055	0,065	0,088	0,098	0,098
Observações	5.778	5.753	5.732	5.732	5.714

Nota: Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

TABELA A.5

Estigma e a procura por emprego entre desempregados – entre 16 e 60 anos

	Procura1 Coeficiente/ erro-padrão	Procura2 Coeficiente/ erro-padrão	Procura3 Coeficiente/ erro-padrão	Procura4 Coeficiente/ erro-padrão	Procura5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	0,177 (0,165)	0,186 (0,167)	0,105 (0,174)	0,124 (0,174)	0,132 (0,176)
Cor branca	0,686*** (0,160)	0,686*** (0,160)	0,585*** (0,165)	0,619*** (0,167)	0,628*** (0,168)
Cor negra	0,302* (0,168)	0,298* (0,169)	0,301* (0,171)	0,306* (0,171)	0,334* (0,173)
Cor amarela	-0,143 (0,278)	-0,144 (0,278)	-0,165 (0,286)	-0,134 (0,287)	-0,135 (0,288)
Cor parda	0,484*** (0,159)	0,485*** (0,159)	0,475*** (0,162)	0,496*** (0,163)	0,519*** (0,165)
Idade	0,090*** (0,028)	0,092*** (0,028)	0,074** (0,030)	0,085*** (0,029)	0,080*** (0,030)
Idade ao quadrado	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Região Norte	-0,022 (0,151)	-0,034 (0,153)	0,016 (0,159)	0,014 (0,158)	-0,007 (0,159)
Região Nordeste	0,021 (0,140)	0,018 (0,141)	-0,007 (0,146)	-0,025 (0,146)	-0,017 (0,146)
Região Sudeste	-0,093 (0,157)	-0,094 (0,158)	0,029 (0,162)	0,072 (0,164)	0,114 (0,165)
Região Sul	-0,142 (0,157)	-0,120 (0,158)	-0,011 (0,165)	-0,002 (0,165)	0,020 (0,165)
Sexo	0,124 (0,088)	0,121 (0,088)	0,175* (0,092)	0,172* (0,090)	0,208** (0,093)
Estuda	0,150 (0,117)	0,165 (0,118)	0,117 (0,120)	0,119 (0,120)	0,121 (0,121)
Estuda 1 a 4 anos	0,137 (0,185)	0,131 (0,185)	0,146 (0,188)	0,159 (0,188)	0,199 (0,189)
Estuda 5 a 8 anos	0,299 (0,185)	0,297 (0,185)	0,309 (0,189)	0,322* (0,188)	0,335* (0,189)
Estuda 8 a 13 anos	0,556*** (0,191)	0,566*** (0,191)	0,581*** (0,195)	0,591*** (0,194)	0,628*** (0,196)

(continua)

(continuação)

	Procura1 Coeficiente/ erro-padrão	Procura2 Coeficiente/ erro-padrão	Procura3 Coeficiente/ erro-padrão	Procura4 Coeficiente/ erro-padrão	Procura5 Coeficiente/ erro-padrão
Valor da bolsa		0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
Casado(a)/vive junto			-0,241 (0,365)		-0,255 (0,375)
Separado(a)/divorciado(a)			-0,182 (0,383)		-0,177 (0,393)
Solteiro(a)			-0,356 (0,377)		-0,335 (0,388)
Bolsa muito importante			-0,176 (0,566)	-0,172 (0,566)	-0,137 (0,569)
Bolsa importante			-0,301 (0,566)	-0,303 (0,565)	-0,252 (0,569)
Bolsa pouco importante			0,008 (0,654)	0,049 (0,654)	0,069 (0,657)
Tratamento ao receber muito bom			-0,782 (0,685)	-0,762 (0,683)	-0,756 (0,665)
Tratamento ao receber bom			-0,989 (0,678)	-0,961 (0,676)	-0,932 (0,658)
Tratamento ao receber regular			-0,299 (0,687)	-0,311 (0,685)	-0,295 (0,667)
Tratamento ao receber ruim			-0,779 (0,787)	-0,728 (0,789)	-0,521 (0,804)
Tratamento ao receber muito ruim			-1,232 (1,009)	-0,990 (1,017)	-0,474 (1,022)
Renda				-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)
Pessimismo					-0,593*** (0,197)
_cons	-1,958*** (0,506)	-2,023*** (0,525)	-0,307 (1,073)	-0,675 (0,999)	-0,394 (1,067)
R ² ajustado	0,055	0,056	0,085	0,087	0,094
Observações	1.310	1.305	1.302	1.302	1.300

Nota: Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

TABELA A.6

Estigma e assiduidade escolar – entre 7 e 14 anos

	Assiduidade1 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade2 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade3 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade4 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	0,118*** (0,037)	0,112*** (0,037)	0,090** (0,037)	0,090** (0,038)	0,079** (0,038)
Cor branca	0,038 (0,060)	0,032 (0,060)	0,033 (0,063)	0,038 (0,064)	0,038 (0,064)
Cor negra	0,024 (0,062)	0,020 (0,062)	0,012 (0,065)	0,016 (0,065)	0,014 (0,065)
Cor amarela	0,035 (0,095)	0,043 (0,095)	0,044 (0,100)	0,047 (0,100)	0,046 (0,100)
Cor parda	0,065 (0,057)	0,060 (0,057)	0,057 (0,060)	0,061 (0,061)	0,065 (0,061)
Idade	-0,048 (0,066)	-0,053 (0,067)	-0,048 (0,067)	-0,052 (0,068)	-0,053 (0,068)
Idade ao quadrado	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)
Região Norte	-0,172*** (0,036)	-0,161*** (0,037)	-0,139*** (0,039)	-0,140*** (0,039)	-0,133*** (0,040)
Região Nordeste	-0,026 (0,023)	-0,017 (0,023)	-0,000 (0,026)	-0,001 (0,026)	0,005 (0,026)
Região Sudeste	-0,211*** (0,040)	-0,208*** (0,039)	-0,187*** (0,038)	-0,182*** (0,038)	-0,166*** (0,039)
Região Sul	-0,164*** (0,034)	-0,165*** (0,034)	-0,146*** (0,036)	-0,146*** (0,036)	-0,133*** (0,036)
Sexo	-0,048* (0,027)	-0,046* (0,027)	-0,043 (0,027)	-0,043 (0,027)	-0,043 (0,027)
Valor da bolsa		-0,001* (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Bolsa muito importante			0,167 (0,262)	0,165 (0,263)	0,171 (0,260)
Bolsa importante			0,180 (0,261)	0,178 (0,262)	0,184 (0,260)
Bolsa pouco importante			0,255 (0,262)	0,255 (0,263)	0,286 (0,261)

(continua)

(continuação)

	Assiduidade1 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade2 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade3 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade4 Coeficiente/ erro-padrão	Assiduidade5 Coeficiente/ erro-padrão
Bolsa sem importância			0,471* (0,266)	0,466* (0,267)	0,498* (0,265)
Tratamento ao receber muito bom			-0,260*** (0,042)	-0,259*** (0,042)	-0,236*** (0,044)
Tratamento ao receber bom			-0,328*** (0,043)	-0,327*** (0,043)	-0,304*** (0,045)
Tratamento ao receber regular			-0,281*** (0,049)	-0,282*** (0,049)	-0,257*** (0,050)
Tratamento ao receber ruim			-0,146*** (0,047)	-0,136*** (0,048)	-0,101** (0,050)
Tratamento ao receber muito ruim			-0,098** (0,044)	-0,062 (0,073)	0,155 (0,151)
Renda				-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Estuda					(dropped)
Casado(a)/vive junto					(dropped)
Separado(a)/divorciado(a)					(dropped)
Solteiro(a)					(dropped)
Estuda 1 a 4 anos					-0,059 (0,046)
Estuda 5 a 8 anos					(dropped)
Estuda 8 a 13 anos					(dropped)
Pessimismo					-0,276** (0,122)
_cons	5,124*** (0,350)	5,215*** (0,353)	5,305*** (0,441)	5,349*** (0,456)	5,415*** (0,454)
R ² ajustado	0,022	0,023	0,024	0,024	0,029
Observações	2.738	2.726	2.726	2.726	2.720

Nota: Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

TABELA A.7

Estigma e escolaridade – entre 7 e 14 anos

	Escolaridade1 Coeficiente/ erro-padrão	Escolaridade2 Coeficiente/ erro-padrão	Escolaridade3 Coeficiente/ erro-padrão	Escolaridade4 Coeficiente/ erro-padrão	Escolaridade5 Coeficiente/ erro-padrão
Stigma	0,148*** (0,056)	0,122** (0,056)	0,122** (0,058)	0,120** (0,058)	0,107* (0,059)
Cor branca	0,327** (0,142)	0,304** (0,143)	0,303** (0,142)	0,286** (0,143)	0,304** (0,143)
Cor negra	0,306** (0,145)	0,290** (0,146)	0,286** (0,146)	0,272* (0,146)	0,301** (0,146)
Cor amarela	0,195 (0,188)	0,227 (0,189)	0,226 (0,190)	0,216 (0,190)	0,226 (0,190)
Cor parda	0,302** (0,139)	0,285** (0,140)	0,285** (0,140)	0,271* (0,140)	0,290** (0,140)
Idade	1,402*** (0,100)	1,385*** (0,100)	1,382*** (0,100)	1,394*** (0,101)	1,379*** (0,099)
Idade ao quadrado	-0,029*** (0,005)	-0,028*** (0,005)	-0,028*** (0,005)	-0,029*** (0,005)	-0,028*** (0,005)
Região Norte	-0,513*** (0,058)	-0,472*** (0,058)	-0,458*** (0,061)	-0,457*** (0,061)	-0,445*** (0,060)
Região Nordeste	-0,079* (0,045)	-0,041 (0,045)	-0,025 (0,046)	-0,023 (0,046)	-0,023 (0,046)
Região Sudeste	-0,218*** (0,047)	-0,208*** (0,046)	-0,184*** (0,048)	-0,203*** (0,049)	-0,174*** (0,048)
Região Sul	-0,095* (0,050)	-0,090* (0,050)	-0,073 (0,052)	-0,075 (0,052)	-0,056 (0,051)
Sexo	-0,175*** (0,040)	-0,172*** (0,040)	-0,175*** (0,040)	-0,175*** (0,040)	-0,179*** (0,040)
Estuda		-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
Estuda 1 a 4 anos			-0,136 (0,100)	-0,129 (0,100)	-0,110 (0,103)
Estuda 5 a 8 anos			-0,116 (0,100)	-0,109 (0,099)	-0,099 (0,102)
Estuda 8 a 13 anos			-0,354** (0,146)	-0,355** (0,145)	-0,299** (0,152)

(continua)

(continuação)

	Escolaridade1	Escolaridade2	Escolaridade3	Escolaridade4	Escolaridade5
	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão	Coefficiente/ erro-padrão
Valor da bolsa			-0,411 (0,314)	-0,394 (0,310)	-0,368 (0,266)
Casado(a)/vive junto			-0,520* (0,272)	-0,523* (0,271)	-0,485* (0,273)
Separado(a)/divorciado(a)			-0,579** (0,270)	-0,585** (0,269)	-0,544** (0,272)
Solteiro(a)			-0,518* (0,275)	-0,514* (0,274)	-0,459* (0,277)
Bolsa muito importante			-0,233 (0,315)	-0,267 (0,314)	-0,212 (0,310)
Bolsa importante			-0,986*** (0,310)	-1,106*** (0,335)	-0,816*** (0,316)
Bolsa pouco importante				0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
Tratamento ao receber muito bom					0,820*** (0,219)
Tratamento ao receber bom					(dropped)
Tratamento ao receber regular					(dropped)
Tratamento ao receber ruim					(dropped)
Tratamento ao receber muito ruim					-0,375** (0,167)
Renda	-7,576*** (0,476)	-7,236*** (0,485)	-6,562*** (0,569)	-6,706*** (0,575)	-7,519*** (0,609)
Pessimismo	0,783 2.785	0,784 2.773	0,785 2.773	0,785 2.773	0,789 2.767
_cons					
R ² ajustado					-0,193*
Observações					(0,113)
Significante a: 1% - ***; 5% - **; 10% - *;	-7,576*** (0,476)	-7,236*** (0,485)	-6,562*** (0,569)	-6,706*** (0,575)	-8,807*** (0,516)
R ² ajustado	0,783	0,784	0,785	0,785	0,863
Observações	2.785	2.773	2.773	2.773	2.767

Nota: 1% - ***; 5% - **; 10% - *.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisora

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Fabiana da Silva Matos

Míriam Nunes da Fonseca

Roberta da Costa de Sousa

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins (estagiária)

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

pesquisa e planejamento econômico ■ ppe

ipea

CONTRATOS DE TRABALHO NAS MICROEMPRESAS NO BRASIL
Joana C. M. Monteiro e Juliano J. Assunção

UMA AVALIAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA: FOCALIZAÇÃO E IMPACTO NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E POBREZA

Priscila Albuquerque Tavares, Elaine Toldo Pazzello, Reynaldo Fernandes e Rafael de Sousa Camelo

POBREZA E DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL RURAL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE

Steven M. Helfand, Rudi Rocha e Henrique E. F. Vinhais

AS INTER-RELAÇÕES ENTRE POBREZA, DESIGUALDADE E CRESCIMENTO NAS MESORREGIÕES MINEIRAS – 1970-2000

Talana Fortunato Araújo, Lúzia de Figueiredo e Márcio Antônio Salvato

INFRAESTRUTURA, CRESCIMENTO E DESIGUALDADE REGIONAL: UMA PROJEÇÃO DOS IMPACTOS DOS INVESTIMENTOS DO PROGRAMA DE ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO (PAC) EM MINAS GERAIS

Edson Paulo Domingues, Aline Souza Magalhães e Wesleyem Rodrigues Faria

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico**.

Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo

CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.

Assinatura anual - quadrimestral

R\$ 58,00 (Brasil)

Exemplar avulso

R\$ 15,00 (Brasil)



FORMULÁRIO DE ASSINATURA

Solicito minha inclusão como assinante do periódico: **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**.

Para tanto, estou anexando cheque nominal ao Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada –, no valor correspondente a **R\$ 58,00 (cinquenta e oito reais)**, o que me dá direito a receber **3 (três) números**.

Os números atrasados poderão ser adquiridos ao preço de: **R\$ 15,00 (quinze reais) cada**.

DADOS CADASTRAIS

NOME:

ENDEREÇO:

BAIRRO: CEP:

CIDADE: UF: TEL.:

E-MAIL:

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Posto de venda – Brasília

SBS - Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES - Térreo - CEP: 70076-900

Tel.: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO (PPE)

Publicação quadrimestral de análises teóricas e empíricas sobre problemas econômicos elaboradas por pesquisadores do Ipea e de outras instituições.



Ipea - Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

ISSN 0100-0551



Apoio editorial

