volume 37 | número 3 | dezembro 2007

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

ELASTICIDADES DA POBREZA: NOVAS FÓRMULAS DE CÁLCULO E AVALIAÇÃO DE DIFERENTES PRESSUPOSTOS
Rodrigo O. Orair e Rodolfo Hoffmann

GARANTIAS GOVERNAMENTAIS EM PROJETOS DE PPP: UMA AVALIAÇÃO POR OPÇÕES REAIS
Luiz E. T. Brandão e Eduardo C. G. Saraiva

MIGRAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DE RENDA NO BRASIL
Cézar Santos e Pedro Cavalcanti Ferreira

EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS PÚBLICAS ESTADUAIS DE MINAS GERAIS
Victor Maia Senna Delgado e Ana Flávia Machado

CICLOS ELEITORAIS E POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL
Carlos Eduardo Soares Gonçalves e Fernando Roberto Fenolio

INFLUÊNCIA DO CUSTO DE OPORTUNIDADE DO TEMPO DA MULHER SOBRE O PADRÃO DE CONSUMO ALIMENTAR NO BRASIL
Madalena Maria Schlindwein e Ana Lúcia Kassouf

O EFEITO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL NO BRASIL
Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha e Monica Viegas Andrade

Presidência da República

Ministro de Estado Extraordinário de Assuntos Estratégicos - Roberto Mangabeira Unger

Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Núcleo 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

Diretoria
João Sicsú
Jorge Abrahão de Castro
Liana Maria da Frota Carleial
Márcio Wohlers de Almeida
Mário Lisboa Theodoro
Cinara Maria Fonseca de Lima

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação
Estanislau Maria de Freitas Júnior

Corpo Editorial

Editor
Octávio Augusto Fontes Tourinho

Membros
Carlos Henrique Corseuil
Claudio Ferraz
Eduardo Pontual Ribeiro
Elcyon Caiado Rocha Lima
Fabio Giambiagi
Fábio Kanczuk
Marco Antônio F. de H.Cavalcanti
Miguel Foguel
Paulo Mansur Levy
Ronaldo Seroa da Motta
Samuel de Abreu Pessôa

Secretária-Executiva
Angélica Ferreira de Barros

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

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

volume 37 | número 3 | dezembro 2007

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2007

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 do Núcleo 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

ELASTICIDADES DA POBREZA: NOVAS FÓRMULAS DE CÁLCULO E AVALIAÇÃO DE DIFERENTES PRESSUPOSTOS 347
Rodrigo O. Orair e Rodolfo Hoffmann

GARANTIAS GOVERNAMENTAIS EM PROJETOS DE PPP: UMA AVALIAÇÃO POR OPÇÕES REAIS 381
Luiz E. T. Brandão e Eduardo C. G. Saraiva

MIGRAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DE RENDA NO BRASIL 405
Cézar Santos e Pedro Cavalcanti Ferreira

EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS PÚBLICAS ESTADUAIS DE MINAS GERAIS 427
Victor Maia Senna Delgado e Ana Flávia Machado

CICLOS ELEITORAIS E POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL 465
Carlos Eduardo Soares Gonçalves e Fernando Roberto Fenolio

INFLUÊNCIA DO CUSTO DE OPORTUNIDADE DO TEMPO DA MULHER SOBRE O PADRÃO DE CONSUMO ALIMENTAR NO BRASIL 489
Madalena Maria Schlindwein e Ana Lúcia Kassouf

O EFEITO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL NO BRASIL 521
Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha e Monica Viegas Andrade

NOTA DO CORPO EDITORIAL

A Editoria da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* relaciona a seguir, com o merecido destaque, os membros da comunidade acadêmica brasileira que, na condição de *referees*, colaboraram em 2007 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Adolfo Sachsida, Adriana Schor, Ajax R. B. Moreira, Alexandre Assaf, Alexandre Marinho, Alexandre Samy de Castro, Alex Luiz Ferreira, Ana Beatriz Galvão, Ana Flávia Machado, Ana Katarina Campelo, Ana Lúcia Kassouf, André Carvalheu, André Minella, André Portela de Souza, Angelo Costa Gurgel, Armando Castelar Pinheiro, Beatriz Vaz de Melo Mendes, Benjamin Tabak, Bernardo Mueller, Caio Ibsem, Carlos Alberto Cinquetti, Carlos Eduardo Gasparini, Carlos Henrique Corseuil, Carlos Patrício Samanez, Carlos Roberto Azzoni, Cássio Rolim, Cristiani Junqueira Schmidt, Christian Vonbun, Cláudio Ferraz, Cláudio Roberto F. Vasconcelos, Daniel da Mata, Daniel Santos, Danielle Carussi, Danilo Camargo Igliori, Denisard Oneio de Oliveira Alves, Edson Paulo Domingues, Eduardo de Carvalho Andrade, Eduardo P. S. Fiuza, Eduardo Pontual Ribeiro, Elaine Toldo Pazzelo, Elcyon Caiado Rocha Lima, Emerson Luiz Marinho, Enestor da Rosa dos Santos Jr., Eurilton Araújo, Fabiana Rocha, Fabio Giambiagi, Fabio Kanczuck, Fabio Veras Soares, Felipe Diniz, Fernando Blanco, Fernando Fonseca, Fernando de Holanda Barbosa Filho, Fernando Antonio Slaibe Postali, Fernando Veloso, Flávio Ataliba, Flávio Menezes, Gabriel Ulyssea, Gilberto Tadeu Lima, Guilherme Resende, Gustavo Gonzaga, Heitor Almeida, Honorio Kume, Ivan Castelar, João Eustáquio de Lima, João Ricardo Faria, João Sicsú, João Victor Issler, Joaquim Bento Ferreira Filho, Joaquim J. M. Guilhoto, José Ângelo Divino, José Francisco Soares, José Gustavo Feres, José Luiz Oreiro, José Luiz Rossi Jr., José Oswaldo Candido Jr., José Roberto Afonso, Juliano Assumpção, Kaizô Iwakami Beltrão, Katia Rocha, Lauro Ramos, Leonardo Monteiro Monastério, Ligia Vasconcellos, Luiz Eduardo Afonso, Luiz Fernando de Paula, Luiz Guilherme Scorzafave, Luiz Renato Lima, Marcelle Chauvet, Marcelo de Albuquerque e Mello, Marcelo Côrtes Neri, Marcio Holland Brito, Marcio I. Nakane, Marco Antônio F. de H. Cavalcanti, Marcos Yamada Nakayma, Maria Carolina da Silva Leme, Maria Cristina Cacciamali, Maria Cristina Terra, Maria da Conceição Sampaio de Souza, Marta Castilho, Maurício Cortez Reis, Miguel Nathan Foguel, Mirela de Carvalho Pereira da Silva, Mônica Viegas Andrade, Naércio Aquino Menezes-Filho, Neli Maria Sansigolo de Figueiredo, Octávio Augusto Fontes Tourinho, Octávio Manuel Bessada Lion, Paulo de Martino Jannuzzi, Paulo de Melo Jorge Neto, Paulo Mansur Levy, Pedro Cavalcanti Ferreira, Pedro Valls, Peri Agostinho da Silva Jr., Rafael Osório, Rafael Perez Ribas, Raul da Mota Silveira Neto, Renato Flores, Reynaldo Fernandes, Ricardo Brito, Ricardo Sampaio da Silva Fonseca, Roberto Pires Messenberg, Roberto Meuren, Rodolfo Hoffmann, Rodrigo Leandro Moura, Rodrigo Reis Soares, Rodrigo Souza Penaloza, Rogério Boueri Miranda, Ronaldo Albuquerque Arraes, Ronaldo Seroa da Motta, Rosa Maria de Oliveira Fontes, Rosane Mendonça, Ruy Quadros, Sabino da Silva Porto Jr., Samuel de Abreu Pessôa, Sergei Soares, Sergio Firpo, Sergio Guimarães Ferreira, Sergio Kannebley Jr., Silvia Helena M. Barcellos, Solange Nunes Gouvea, Sonia Rocha, Tarcísio Patrício Araújo, Tatiane Menezes, Thompson Almeida Andrade, Vladimir Khül Tekes, Yuri Soares, Walter Belluzo Jr.

ELASTICIDADES DA POBREZA: NOVAS FÓRMULAS DE CÁLCULO E AVALIAÇÃO DE DIFERENTES PRESSUPOSTOS

Rodrigo O. Orair*
Rodolfo Hoffmann**

O artigo apresenta as fórmulas de cálculo dos índices de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke nas quais se supõe que a distribuição de renda é log-normal e mostra que essas fórmulas produzem boas estimativas desses índices no Brasil. Em seguida deduzem-se as expressões das respectivas elasticidades em relação à renda média e às diversas medidas de desigualdade. Finalmente, utilizando-se um painel de dados para 27 unidades da federação (UFs) de 1992 a 2004, mostra-se que as elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza estimadas pelo método log-normal reproduzem melhor as variações observadas do que as elasticidades estimadas com base no tipo de mudança da curva de Lorenz suposto por Kakwani (1993).

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é apresentar, de forma pormenorizada, a dedução das expressões e os procedimentos para obtenção das estimativas das elasticidades-crescimento e elasticidades-desigualdade da classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke[1] (1984), derivadas a partir da pressuposição de que a mudança na desigualdade segue a mudança na curva de Lorenz da distribuição log-normal.[2] O estudo pioneiro de Kakwani (1993) introduz as fórmulas das elasticidades para uma série de medidas de pobreza em relação ao rendimento médio e ao índice de Gini, esta última derivada a partir de um determinado padrão de mudança da desigualdade que estabelece que um aumento de 100λ% no índice de Gini é obtido reduzindo-se a ordenada da curva de Lorenz de $L(p)$ para $L(p) - \lambda[p - L(p)]$, com p indicando a abscissa de um ponto da curva. Uma questão crucial, que cabe explicitar aqui, consiste no fato de que a especificação de um padrão de mudança da desigualdade, vinculando as mudanças na curva de Lorenz às mudanças nas medidas de desigualdade, é um requisito necessário para explorarmos o impacto das mudanças na desigualdade sobre a medida de pobreza. Uma vez especificada a forma de alteração da desigualdade, podemos estabelecer uma expressão que relacione as mudanças nas medidas de desigualdade, por exemplo, o índice de Gini, com as mudanças nas medidas de pobreza e derivar as elasticidades-desigualdade teóricas.

---

* Doutorando em Teoria Econômica do Instituto de Economia da Unicamp.

** Professor do Instituto de Economia da Unicamp.

1. Foster, Greer e Thorbecke (FGT).

2. As características desse padrão de mudança na desigualdade serão exploradas na seção 5.

Na literatura sobre esse tema, usualmente recorre-se às elasticidades em relação ao índice de Gini derivadas do padrão de mudança da desigualdade utilizado em Kakwani (1993), padrão que, para facilitar a exposição, denominaremos PK. O PK é utilizado, por exemplo, por Neder (2004) para determinar a elasticidade da pobreza em relação ao índice de Gini para as áreas rurais do Brasil em 2001. Trabalho recente de Barros *et al.* (2007), ao examinar as mudanças na distribuição de renda no Brasil entre 2001 e 2005, fez uso do PK sem usar essa denominação.[3] Dada a redução de 4,6% no índice de Gini observada no período, os autores constataram que a diferença entre as taxas de crescimento da renda dos 10% mais pobres e dos 10% mais ricos obtida com base no PK é muito maior do que a diferença observada.

Adotando padrão distinto de mudança na desigualdade, alguns trabalhos pressupõem que a mudança na desigualdade ocorre conforme a mudança na curva de Lorenz da distribuição log-normal, padrão denominado PLN ao longo deste trabalho. A utilização do PLN conduz a expressões das elasticidades-desigualdade distintas daquelas derivadas a partir do PK. Hoffmann (2005) argumenta que o PK corresponde a uma alteração muito intensa da desigualdade na cauda esquerda da distribuição e a uma alteração relativamente pequena na cauda direita da distribuição, o que pode fazer com que as a elasticidades-desigualdade da pobreza sejam superestimadas. Ressalte-se que a dedução das elasticidades-crescimento das medidas de pobreza independe do padrão de mudança da desigualdade estabelecido, de maneira que as expressões das elasticidades-crescimento deduzidas sob o PLN serão idênticas às elasticidades deduzidas sob o PK.

Hoffmann (1995) discute as relações entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade na distribuição de renda admitindo que a distribuição de renda é log-normal, mas não obtém valores das elasticidades das medidas de pobreza. Também utilizando o PLN, Bourguignon (2002) apresenta as expressões da elasticidade-desigualdade para a proporção de pobres e para o índice de insuficiência de renda. Hoffmann (2005) analisa as elasticidades das medidas de pobreza em relação à renda média e ao índice de Gini, derivadas a partir do PLN, para a distribuição da renda domiciliar *per capita* nas unidades da federação (UFs) no Brasil nos anos de 1999, 2001 e 2002. Orair e Hoffmann (2006) deduziram uma expressão geral para a elasticidade-desigualdade da classe de medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com $\alpha > 1$ sob o PLN.

Nesta versão ampliada do artigo de Orair e Hoffmann (2006) são apresentadas pormenorizadamente as deduções das expressões e os procedimentos para obtenção das estimativas das elasticidades das medidas de pobreza para a classe de medidas de FGT sob o PLN. Além disso, é deduzida expressão inédita da classe de medidas

3. O padrão de mudança na desigualdade está claramente descrito na nota de rodapé 2 daquele trabalho.

de pobreza FGT para a distribuição log-normal. Orair e Hoffmann (2006) concluíram que as estimativas das elasticidades-desigualdade sob o PLN são mais adequadas do que as obtidas com base no PK, tendo em vista os resultados de regressões que utilizaram as elasticidades teóricas para explicar as mudanças observadas no índice de insuficiência de renda e na medida de FGT com $\alpha = 2$, calculados adotando-se a linha de pobreza de R$ 150 nas 27 UFs no Brasil de 1992 a 2004. No presente artigo, a análise é ampliada, incluindo regressões para a proporção de pobres e calculando as medidas de pobreza com duas linhas de pobreza alternativas nos valores de R$ 75 e R$ 150. O objetivo principal desta análise de regressão é o de avaliar o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculo das elasticidades e, secundariamente, avaliar qual padrão de mudança da desigualdade representa melhor as mudanças observadas nas medidas de pobreza – PK ou PLN.

O trabalho organiza-se da seguinte maneira: na próxima seção apresentamos as medidas de desigualdade para a distribuição log-normal; na seção 3 é deduzida a expressão geral da medida de pobreza de FGT para a distribuição log-normal, inédita na literatura sobre esse tema; a seção 4 é dedicada a uma análise do grau de exatidão das estimativas das medidas de pobreza obtidas admitindo-se que a distribuição de renda é log-normal; na seção 5 discutimos os padrões de mudança na desigualdade; na seção 6 são apresentadas as fórmulas de cálculo das elasticidades-crescimento e elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza de FGT; e na seção 7 avaliamos o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculo das elasticidades utilizando os dados da distribuição de renda no Brasil de 1992 a 2004.

2 MEDIDAS DE DESIGUALDADE PARA A DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL

Vamos admitir que a distribuição do rendimento x seja log-normal, de maneira que $\ln x$ é normalmente distribuída com média θ e variância β^2. A função de distribuição ou proporção da população com renda até x é:

$$p = F(x) = \int_0^x f(y)dy = \Phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right] \tag{1}$$

e a respectiva proporção da renda total é dada por:

$$Y(x) = \frac{1}{\mu}\int_0^x yf(y)dy = \Phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right] \tag{2}$$

sendo Φ a função de distribuição de uma variável normal reduzida e μ a renda média. Essas expressões podem ser facilmente obtidas fazendo $r = 0$ e $r = 1$, respectivamente, na expressão (24) apresentada no apêndice A. A curva de Lorenz, que corresponde à relação entre p e $Y(x)$, será dada por:

$$L(p) = \Phi\left[Z(p) - \beta\right] \tag{3}$$

em que $Z(p) = \Phi^{-1}(p) = \frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}$.[4] O índice de Gini corresponde a:

$$G = 1 - 2\int_0^{\infty} Y(x) f(x) dx = 1 - 2\int_0^{\infty} \Phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right] \frac{1}{\beta x} \phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right] dx$$

na qual ϕ é a função de densidade de probabilidade da distribuição normal reduzida. Fazendo $u = \frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}$, com $du = \frac{1}{\beta x} dx$, obtemos:

$$G = 1 - 2\int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(u - \beta)\phi(u) du$$

Para resolver essa integral, vamos introduzir uma variável $W = X - Y$, onde X e Y são variáveis aleatórias independentes, cada uma delas com distribuição normal reduzida $N(0, 1)$. De acordo com a propriedade reprodutiva da distribuição normal, sabemos que W possui distribuição normal $N(0, 2)$. A função de distribuição da variável W será dada por:

$$P(W \le w) = P(X - Y \le w) = P(X \le w + y \,|\, Y = y)$$

$$\Phi\left(\frac{W}{\sqrt{2}}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{w+y} \phi(x) dx \, \phi(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(w + y)\phi(y) dy$$

4. Ao longo do trabalho utilizaremos a letra Z (maiúscula) para indicar a inversa da função de distribuição da variável normal reduzida e z (minúsculo) para a linha de pobreza.

Suponha-se $X = u - \beta$, $Y = u$ e $W = X - Y = -\beta$. Por conseguinte,

$$\Phi\left(\frac{-\beta}{\sqrt{2}}\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(u-\beta)\phi(u)\,du$$

Recorrendo-se a esse resultado, temos que:

$$G = 1 - 2\int_{-\infty}^{+\infty} \Phi(u-\beta)\phi(u)\,du = 1 - 2\Phi\left(\frac{-\beta}{\sqrt{2}}\right)$$

ou:

$$G = 2\Phi\left(\frac{\beta}{\sqrt{2}}\right) - 1 \tag{4}$$

A medida geral de desigualdade derivada da teoria da informação é (ver, por exemplo, HOFFMANN, 1998, p. 175):

$$S = \frac{1}{\varepsilon(1-\varepsilon)}\left[1 - \int_0^{\infty}\left(\frac{x}{\mu}\right)^{1-\varepsilon} f(x)\,dx\right]$$

em que ε é o parâmetro de aversão à desigualdade. Fazendo $r = 1 - \varepsilon$, $y = x$ e $x = \infty$ no segundo membro da expressão (24) apresentada no apêndice A, segue-se a expressão da medida geral de desigualdade S para a distribuição log-normal:

$$S = \frac{1 - \exp\left[-\varepsilon(1-\varepsilon)\dfrac{\beta^2}{2}\right]}{\varepsilon(1-\varepsilon)} \tag{5}$$

A medida geral de desigualdade (*S*) inclui como casos particulares o *L* de Theil (*L*), o T de Theil (*T*), uma transformação do coeficiente de variação (*C*) e uma transformação da família de medidas de desigualdade de Atkinson (*A*). O quadro 1 mostra as expressões dessas medidas de desigualdade para a distribuição log-normal, medidas que podem ser deduzidas diretamente da expressão da medida geral de desigualdade em (5), e também apresenta a expressão do índice de Gini (*G*) para a distribuição log-normal. [5]

QUADRO 1
Medidas de desigualdade para a distribuição log-normal

	Medida de desigualdade	Expressão para a distribuição log-normal [a]	Fator multiplicativo
Índice de Gini	G	$G=2\Phi\left(\frac{\beta}{\sqrt{2}}\right)-1$	$\frac{d\beta/\beta}{dG/G}=\frac{G}{\beta\sqrt{2}\phi\left(\frac{\beta}{\sqrt{2}}\right)}$
Medida geral	$S=\frac{1-\int_0^{\infty}\left(\frac{x}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}f(x)dx}{\varepsilon(1-\varepsilon)}$	$S=\frac{1-\exp\left[-\varepsilon(1-\varepsilon)\frac{\beta^2}{2}\right]}{\varepsilon(1-\varepsilon)}$	$\frac{d\beta/\beta}{dS/S}=\frac{S}{\beta^2}\exp\left[\varepsilon(1-\varepsilon)\frac{\beta^2}{2}\right]$
L de Theil	$L=\lim_{\varepsilon\to 1}S$	$L=\frac{\beta^2}{2}$	$\frac{d\beta/\beta}{dL/L}=\frac{L}{\beta^2}=\frac{1}{2}$
T de Theil	$T=\lim_{\varepsilon\to 0}S$	$T=\frac{\beta^2}{2}$	$\frac{d\beta/\beta}{dT/T}=\frac{T}{\beta^2}=\frac{1}{2}$
Coef. de variação	$C=\sqrt{2S(\varepsilon=-1)}$	$C=\sqrt{\exp\left(\beta^2\right)-1}$	$\frac{d\beta/\beta}{dC/C}=\frac{C^2}{\beta^2}\frac{1}{\exp\left(\beta^2\right)}$
Índice de Atkinson	$A=1-\left[1-\varepsilon(1-\varepsilon)S\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$	$A=1-\exp\left(-\varepsilon\frac{\beta^2}{2}\right)$	$\frac{d\beta/\beta}{dA/A}=\frac{A\exp\left(\varepsilon\frac{\beta^2}{2}\right)}{\varepsilon\beta^2}$

[a] As expressões do *L* de Theil, *T* de Theil, coeficiente de variação e índice de Atkinson foram deduzidas a partir da suas relações com a expressão da medida geral *S*. Para se obter as expressões do *L* de Theil e *T* de Theil deve-se aplicar a regra de L'Hôpital.

5. Desnecessário assinalar que a expressão do índice de Gini para a distribuição log-normal é conhecida, podendo ser encontrada, por exemplo, em Aitchison e Brown (1957, p. 13). O mesmo vale para a expressão da medida geral de desigualdade para a distribuição log-normal em Cowell (1995), ainda que não apresente a dedução da expressão. Este artigo apresenta de maneira muito mais simples a dedução dessas expressões e das medidas de desigualdade a partir da medida geral de desigualdade. A vantagem de se utilizar a medida geral de desigualdade é que facilita a dedução das demais medidas de desigualdade, como o *L* de Theil, o *T* de Theil, o coeficiente de variação e o índice de Atkinson.

3 MEDIDAS DE POBREZA PARA A DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL

A expressão da classe geral de medidas de pobreza proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984) é:

$$\varphi(\alpha)=\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx \tag{6}$$

na qual z é a linha de pobreza e α é um parâmetro que estabelece como a insuficiência de renda $(x-z)$ de cada pobre afeta a medida de pobreza. Com o objetivo de obter a expressão da família de medidas de pobreza de FGT para a distribuição log-normal, vamos expandir a função $g(x)=\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}$ em torno do ponto $x = 0$, utilizando a *expansão de Maclaurin*:

$$g(x)=\frac{g(0)}{0!}+\frac{g'(0)}{1!}x+\frac{g''(0)}{2!}x^2+\frac{g'''(0)}{3!}x^3+\ldots+\frac{g^{(\alpha)}(0)}{\alpha!}x^{\alpha}$$

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}=1-\alpha\frac{x}{z}+\frac{\alpha(\alpha-1)}{2!}\frac{x^2}{z^2}-\frac{\alpha(\alpha-1)(\alpha-2)}{3!}\frac{x^3}{z^3}+$$
$$+\ldots+(-1)^{\alpha}\frac{\alpha(\alpha-1)\ldots(1)}{\alpha!}\frac{x^{\alpha}}{z^{\alpha}}$$

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}=\sum_{r=0}^{\alpha}(-1)^r\binom{\alpha}{r}\frac{x^r}{z^r}$$

na qual $\binom{\alpha}{r}=\frac{\alpha!}{r!(\alpha-r)!}$. Temos então:

$$\varphi(\alpha)=\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx=\sum_{r=0}^{\alpha}(-1)^r\binom{\alpha}{r}\frac{1}{z^r}\int_0^z x^r f(x)dx$$

Fazendo $x = z$ no segundo membro da expressão (24) apresentada no apêndice A e substituindo-a na expressão anterior, segue-se que a expressão da classe geral de medidas de FGT para a distribuição log-normal será dada por:

$$\varphi(\alpha) = \sum_{r=0}^{\alpha} (-1)^r \binom{\alpha}{r} \frac{\mu^r}{z^r} \exp\left[r(r-1)\frac{\beta^2}{2}\right] \Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r\right)\beta\right] \qquad (7)$$

A família de medidas de FGT inclui como casos particulares a proporção de pobres e o índice de insuficiência de renda, quando o parâmetro α assume valores $\alpha = 0$ e $\alpha = 1$, respectivamente. O quadro 2 apresenta as expressões da proporção de pobres, do índice de insuficiência de renda e da medida de FGT com $\alpha = 2$ para a distribuição log-normal, obtidas diretamente da expressão (7). Vale ressaltar que esta é uma expressão inédita na literatura e uma maneira relativamente simples de se obter estimativas das medidas de pobreza de FGT para $\alpha \geq 0$ pois, uma vez estabelecida a linha de pobreza (z), requer apenas os valores do rendimento médio (μ) e do desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos (β).

QUADRO 2
Medidas de pobreza para a distribuição log-normal

Medida de pobreza e valor de α	Expressão para a distribuição log-normal [a]
Proporção de pobres $(\alpha = 0)$	$\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right]$
Índice de insuficiência de renda $(\alpha = 1)$	$\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right] - \frac{\mu}{z}\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right]$
Medida de FGT $(\alpha = 2)$	$\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right] - 2\frac{\mu}{z}\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{\beta}{2}\right] + \frac{\mu^2}{z^2}\exp(\beta^2)\Phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta} - \frac{3\beta}{2}\right]$

[a] Obtidas por substituição direta dos respectivos valores dos parâmetros na expressão (7).

4 AVALIAÇÃO DAS ESTIMATIVAS DAS MEDIDAS DE POBREZA

O objetivo desta seção será avaliar o grau de exatidão das estimativas das medidas de pobreza obtidas admitindo-se que a distribuição de renda é log-normal, sendo um passo prévio antes de avançar para a derivação das elasticidades-desigualdade a partir do PLN. Nas tabelas 1 e 2 são apresentados os valores das medidas de pobreza, calculados com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre rendimentos domiciliares *per capita* no Brasil, de 1992 a 2004, e suas estimativas obtidas

admitindo-se que a distribuição de renda é log-normal para as linhas de pobreza de R$ 75 e R$ 150, respectivamente.[6] As medidas de pobreza utilizadas são a proporção de pobres, o índice de insuficiência de renda[7] e a medida de FGT com $\alpha = 2$. Dada a linha de pobreza (z), as estimativas das medidas de pobreza podem ser facilmente obtidas por substituição dos valores observados do rendimento médio (μ) e do desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos (β) nas fórmulas apresentadas no quadro 2.

Verifica-se, nas tabelas 1 e 2, que os valores observados das medidas de pobreza e suas estimativas para o Brasil são relativamente próximos. Com exceção da

TABELA 1

Distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil: rendimento médio (μ), desvio-padrão dos logaritmos da renda (β), valores observados e estimativas da proporção de pobres (*H*), índice de insuficiência de renda (*HI*) e medida de FGT com $\alpha = 2$ para a distribuição log-normal, calculadas adotando-se a linha de pobreza de R$ 75 – 1992 a 2004

Ano	μ[a]	β	H[b]	H[c]	(%)[d]	HI[b]	HI[c]	(%)[d]	FGT[b]	FGT[c]	(%)[d]
1992	334,12	1,1177	0,2033	0,2184	7,41	0,0848	0,0891	5,02	0,0485	0,0493	1,78
1993	351,01	1,1375	0,2079	0,2153	3,59	0,0854	0,0886	3,73	0,0485	0,0494	1,70
1995	436,15	1,1123	0,1538	0,1523	–0,97	0,0569	0,0580	1,82	0,0296	0,0306	3,23
1996	445,59	1,1253	0,1621	0,1536	–5,21	0,0588	0,0590	0,35	0,0309	0,0314	1,41
1997	443,58	1,1291	0,1598	0,1563	–2,20	0,0593	0,0603	1,79	0,0315	0,0322	2,03
1998	448,01	1,1065	0,1456	0,1441	–1,01	0,0542	0,0541	–0,06	0,0276	0,0283	2,69
1999	422,33	1,0945	0,1558	0,1511	–3,00	0,0560	0,0568	1,53	0,0288	0,0297	3,23
2001	430,59	1,1022	0,1526	0,1505	–1,38	0,0558	0,0568	1,82	0,0295	0,0298	1,09
2002	429,11	1,0827	0,1419	0,1424	0,33	0,0508	0,0526	3,72	0,0262	0,0272	3,59
2003	404,61	1,0847	0,1525	0,1559	2,25	0,0557	0,0586	5,28	0,0296	0,0306	3,39
2004	417,08	1,0548	0,1303	0,1358	4,25	0,0465	0,0490	5,34	0,0245	0,0248	1,23

[a] Em reais de maio-junho de 2005.

[b] Calculado a partir dos microdados da Pnad.

[c] Obtidos pelas expressões do quadro 2.

[d] Desvio relativo (%) da estimativa da medida de pobreza em relação ao seu valor observado.

6. Considera-se a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* para domicílios particulares permanentes com declaração não-nula do rendimento domiciliar (foram excluídos os domicílios com rendimento domiciliar nulo ou ignorado). Os rendimentos foram expressos em reais de maio-junho de 2005, utilizando-se como deflator um índice derivado do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), conforme proposto por Corseuil e Foguel (2002), adotando-se o primeiro bimestre de vigência do salário mínimo (SM) de R$ 300 como período-base. As medidas de pobreza foram calculadas utilizando-se linhas de pobreza com valores de 1/4 e 1/2 desse SM. No ano de 2004 foram consideradas apenas as áreas urbanas dos estados da antiga região Norte (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá), com intuito de manter uniformidade com o período anterior, já que até o ano de 2003 a Pnad coletava dados apenas das suas áreas urbanas.

7. O índice de insuficiência de renda é a medida de FGT com $\alpha = 1$.

TABELA 2

Distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil: rendimento médio (μ), desvio-padrão dos logaritmos da renda (β), valores observados e estimativas da proporção de pobres (*H*), índice de insuficiência de renda (*HI*) e medida de FGT com α = 2 para a distribuição log-normal calculadas adotando-se a linha de pobreza de R$ 150 – 1992 a 2004

Ano	μ[a]	β	*H*[b]	*H*[c]	(%)[d]	*HI*[b]	*HI*[c]	(%)[d]	*FGT*[b]	*FGT*[c]	(%)[d]
1992	334,12	1,1177	0,4303	0,4374	1,64	0,2049	0,2122	3,55	0,1264	0,1316	4,11
1993	351,01	1,1375	0,4398	0,4291	–2,43	0,2081	0,2090	0,40	0,1278	0,1301	1,76
1995	436,15	1,1123	0,3603	0,3433	–4,73	0,1597	0,1549	–3,01	0,0928	0,0916	–1,26
1996	445,59	1,1253	0,3581	0,3428	–4,27	0,1595	0,1557	–2,38	0,0939	0,0925	–1,45
1997	443,58	1,1291	0,3614	0,3461	–4,22	0,1610	0,1579	–1,94	0,0947	0,0942	–0,56
1998	448,01	1,1065	0,3476	0,3315	–4,61	0,1539	0,1478	–3,98	0,0889	0,0867	–2,54
1999	422,33	1,0945	0,3644	0,3451	–5,30	0,1599	0,1545	–3,38	0,0924	0,0908	–1,74
2001	430,59	1,1022	0,3577	0,3425	–4,25	0,1563	0,1536	–1,73	0,0909	0,0905	–0,45
2002	429,11	1,0827	0,3514	0,3338	–5,02	0,1513	0,1471	–2,75	0,0860	0,0855	–0,54
2003	404,61	1,0847	0,3672	0,3548	–3,37	0,1588	0,1591	0,19	0,0918	0,0936	1,88
2004	417,08	1,0548	0,3403	0,3292	–3,26	0,1415	0,1423	0,57	0,0797	0,0815	2,24

[a] Em reais de maio-junho de 2005.

[b] Calculado a partir dos microdados da Pnad.

[c] Obtidos pelas expressões do quadro 2.

[d] Desvio relativo (%) da estimativa da medida de pobreza em relação ao seu valor observado.

proporção de pobres na linha de pobreza de R$ 75 no ano de 1992, o valor absoluto do desvio relativo da estimativa pelo método log-normal em relação ao respectivo valor observado, para todas as medidas de pobreza no período analisado, nunca é superior a 5,4%. No caso específico da medida de FGT com α = 2, medida que leva em consideração aspectos relacionados à desigualdade na distribuição de renda entre os pobres, extensão e intensidade da pobreza, o valor absoluto dos desvios relativos das estimativas das medidas de pobreza nunca supera 3,6%, excetuado somente o valor estimado no ano de 1992 para a linha de pobreza de R$ 150. Conclui-se que a utilização das estimativas das medidas de pobreza para a distribuição log-normal é razoável, já que não divergiram muito em relação aos valores observados, o que nos qualifica a prosseguir nas seções seguintes à análise das elasticidades utilizando a suposição de que a distribuição do rendimento *x* permaneça log-normal.

Essa não é uma constatação surpreendente. A discussão de formas funcionais apropriadas para representar a distribuição de renda remonta ao século XIX. Vilfredo Pareto (1897) foi o primeiro a propor um modelo de distribuição de renda na forma de função de densidade de probabilidade. Estudos empíricos mostraram que a distribuição de Pareto se ajustava bem apenas à cauda superior da distribuição, não se adequando à cauda inferior. Gibrat (1931) sugeriu a distribuição log-normal, mais tarde analisada por Aitchison e Brown (1957). A distribuição log-normal, por sua vez, apresentava ajuste apropriado na cauda inferior e na parte central da distribuição dos rendimentos, mas insatisfatório na cauda superior. Na medida em que as pesquisas avançaram, várias formas funcionais foram propostas com intuito de melhorar o ajustamento aos dados observados, adquirindo complexidade crescente. Entretanto, se o objeto do estudo restringe-se à análise da pobreza, pouco importa que o ajustamento para a distribuição como um todo seja apenas aproximado, desde que o ajuste na cauda inferior da distribuição de renda seja adequado.

Quando dispomos dos microdados, não há nenhuma razão para pressupor que a distribuição de renda tenha determinada forma, se o objetivo for apenas calcular medidas de desigualdade e pobreza. Mas se desejarmos fazer previsões das mudanças nas medidas de pobreza decorrentes de possíveis mudanças nas medidas de desigualdade, é necessário estabelecer a maneira como se dará essa mudança na desigualdade. Dado o fato de que a distribuição log-normal produz boas estimativas das medidas de pobreza, parece razoável considerar, naquelas previsões, o padrão de mudança na desigualdade associado a essa distribuição. A próxima seção discute esse padrão de mudança da desigualdade e a seção seguinte deriva as expressões das eslasticidades-desigualdade das medidas de pobreza a partir dessa pressuposição.

5 PADRÕES DE MUDANÇA NA DESIGUALDADE

Já observamos que, para derivar as elasticidades da pobreza em relação às medidas de desigualdade, é indispensável pressupor um determinado padrão de mudança na desigualdade, o que permite vincular as mudanças da curva de Lorenz às mudanças numa medida de desigualdade específica. O padrão de mudança na desigualdade mais utilizado na literatura foi apresentado em Kakwani (1993) e consiste em pressupor que uma alteração de 100λ% no índice de Gini é obtida mudando-se as ordenadas da curva de Lorenz de $L(p)$ para $L(p) - [p - L(p)]\lambda$, o que equivale a fazer:

$$dL(p) = -\left[p - L(p)\right]\frac{dG}{G}$$

Com base no padrão de mudança da desigualdade especificado por essa expressão podemos fazer:

$$dL'(p) = -\left[1 - L'(p)\right]\frac{dG}{G} = -\left[\frac{\mu - x(p)}{\mu}\right]\frac{dG}{G}$$

$$\frac{dL'(p)}{L'(p)} = -\left[\frac{\mu - x(p)}{x(p)}\right]\frac{dG}{G} \tag{8}$$

ou:

$$\frac{\Delta L'(p)}{L'(p)} = -\left(\frac{\mu - x_i}{x_i}\right)\frac{\Delta G}{G} \tag{9}$$

que é uma aproximação da expressão anterior para uma distribuição discreta. Note-se que as expressões (8) e (9) vinculam a mudança na curva de Lorenz a uma mudança numa medida de desigualdade específica, no caso o índice de Gini. Para facilitar a exposição, denominaremos o padrão de mudança da desigualdade relacionado a essas expressões PK.

É possível obter um padrão de mudança da desigualdade alternativo ao se pressupor que as mudanças na desigualdade acompanham as mudanças da curva de Lorenz de uma distribuição log-normal, conforme mostram as expressões seguintes. Tomando-se a derivada da curva de Lorenz para a distribuição log-normal em (3):

$$L'(p) = \phi\left[Z(p) - \beta\right]$$

Segue-se que:

$$\frac{dL'(p)}{L'(p)} = \beta\left[Z(p) - \beta\right]\frac{d\beta}{\beta} = \left[\ln(x/\mu) - \frac{\beta^2}{2}\right]\frac{d\beta}{\beta} \tag{10}$$

sendo $Z(p)=\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}$ a inversa da função de distribuição da variável normal reduzida. A aproximação para uma distribuição discreta da expressão anterior é:

$$\frac{\Delta L'(p)}{L'(p)}=\left[\ln(x_i/\mu)-\frac{\beta^2}{2}\right]\frac{\Delta\beta}{\beta} \qquad (11)$$

As expressões (10) e (11) relacionam a mudança na curva de Lorenz com as alterações no desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos e foram obtidas pressupondo-se que a mudança na desigualdade ocorre conforme a mudança da curva de Lorenz de uma distribuição log-normal, razão pela qual denominaremos esse padrão de mudança da desigualdade PLN. Uma vantagem do PLN em relação ao anterior é que as mudanças da curva de Lorenz podem ser vinculadas às alterações em várias medidas de desigualdade, apenas multiplicando-se as expressões (10) e (11) pelos fatores apresentados na última coluna do quadro 1.

Para explorar melhor as distinções entre esses padrões de mudança na desigualdade, vamos admitir que a renda média μ não se altere e reescrever as equações em função das rendas das pessoas. A mudança da desigualdade no PK equivale a alterar a renda da *i*-ésima pessoa de x_i para:

$$x_i+m_i \text{ com } m_i=-(\mu-x_i)\frac{\Delta G}{G}$$

na qual m_i é o montante adicionado (ou deduzido) à renda da pessoa após a mudança na desigualdade e μ é o limite entre pobres e ricos sob o PK. Portanto, o PK estabelece que uma diminuição no índice de Gini ocorrerá por meio de acréscimos de montantes $|m_i|$ às rendas das pessoas pobres x_i (com $x_i < \mu$) e decréscimos de montantes $|m_i|$ nas rendas das pessoas ricas x_i (com $x_i > \mu$), ocorrendo o oposto no caso de um aumento no índice de Gini. As pessoas com rendimentos iguais ao limite entre os pobres e os ricos ($x_i = \mu$), por sua vez, não irão observar modificações em seus rendimentos após a mudança da desigualdade.

Já no PLN a mudança da desigualdade corresponde a alterar a renda da *i*-ésima pessoa de x_i para:

$$(1+t_i)x_i \quad \text{com} \quad t_i=\ln(x_i/x_l)\frac{\Delta\beta}{\beta} \quad \text{e} \quad x_l=\mu\exp(\beta^2/2)$$

sendo t_i a taxa de variação da renda da pessoa após a mudança da desigualdade e x_l o limite entre os ricos e os pobres sob o PLN. De acordo com esse padrão de mudança da desigualdade, a diminuição no desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos vai determinar um aumento de $100|t_i|$% na renda das pessoas pobres x_i (com $x_i < x_l$) e uma redução de $100|t_i|$% na renda das pessoas ricas x_i (com $x_i > x_l$), ocorrendo o inverso quando houver aumento no desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos. Semelhantemente ao caso anterior, a alteração da desigualdade não irá modificar as rendas das pessoas que recebem valor igual ao limite entre pobres e ricos ($x_i = x_l$). No entanto, cabe observar que o valor do limite x_l sob o PLN dependerá não apenas do valor do rendimento médio μ, como no caso anterior, mas também do fator $\exp(\beta^2/2) \geq 1$ que cresce com β. O limite x_l vai variar com o nível de desigualdade da distribuição dos rendimentos (medida pelo desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos), se aproximando da renda média para baixos níveis de desigualdade e se afastando para maior desigualdade.

O PK e o PLN são, à primeira vista, igualmente arbitrários e restritivos. Em ambos, as mudanças nas rendas das pessoas dependem das mudanças numa determinada medida de desigualdade e do limite entre pobres e ricos. Uma diferença relevante é que o limite entre pobres e ricos, no primeiro, considera apenas a renda média, enquanto o segundo considera também a desigualdade na distribuição dos rendimentos. Outra distinção importante é que as alterações nos rendimentos das pessoas sob o PK são obtidas pela adição (ou dedução) de montantes (m_i) à sua renda, proporcionais ao *desvio* da renda da pessoa em relação à média, enquanto o PLN considera taxas de crescimento (t_i) que dependem da *relação* entre a renda da pessoa e o limite entre ricos e pobres x_l.[8]

Uma limitação do PLN é que não permite considerar o efeito da mudança na desigualdade sobre as pessoas com rendimento nulo, já que exige o cálculo do logaritmo desse valor. O PK também possui uma limitação quando as pessoas têm rendimentos nulos, ou mesmo para baixos rendimentos não-nulos, pois a dedução de montantes às suas rendas em resposta ao aumento da desigualdade pode tornar seus rendimentos negativos.

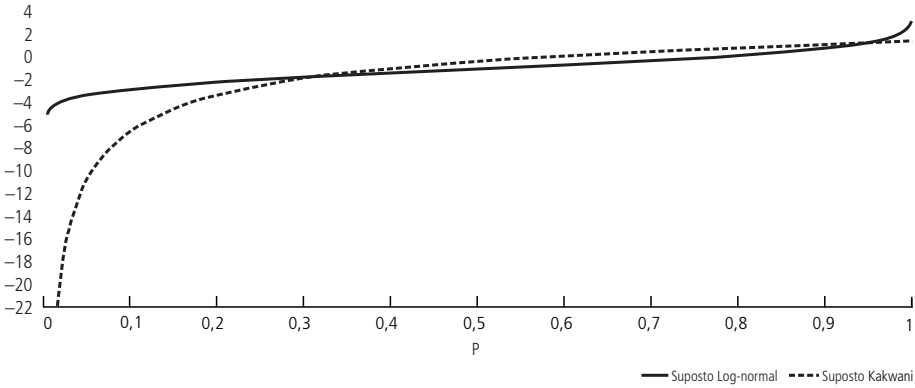
No PK o valor absoluto da variação relativa na renda de um rico será sempre inferior à mudança relativa no índice de Gini, ao passo que a variação relativa na renda de uma pessoa pobre tende a infinito quando x_i se aproxima de 0. No PLN, um aumento na desigualdade corresponde a um aumento na variância dos

8. Uma característica adicional desses padrões de mudança na desigualdade é que estabelecem certa simetria nas mudanças das rendas das pessoas. No PK o montante m_p adicionado à renda de uma pessoa pobre com renda x_p, após a redução da desigualdade, será de igual magnitude (em valor absoluto) e sinal contrário ao montante deduzido da renda de uma pessoa rica com renda x_r quando $x_r - \mu = \mu - x_p$. Para o PLN, a taxa de crescimento t_p da renda de uma pessoa pobre com renda x_p, após a redução da desigualdade, será de igual magnitude (em valor absoluto) e sinal contrário à taxa de redução da renda de uma pessoa rica com renda x_r quando $x_l/x_l = x_l/x_p$.

logaritmos das rendas (β^2). Em uma distribuição log-normal o aumento da variância corresponde a variações simétricas nos logaritmos das rendas, em torno do logaritmo da renda mediana, sendo que uma determinada variação no logaritmo corresponde a determinada variação relativa na renda. Mas como desejamos alterar a desigualdade sem alterar a média, será necessário mudar também o parâmetro θ.[9] Ainda assim, permanece a simetria no padrão de variações das rendas, como mostra o gráfico a seguir, que permite comparar as variações relativas para um aumento de 1% no índice de Gini, sob o PK e sob o PLN, partindo de uma distribuição log-normal com índice de Gini igual a 0,57.

Como o PK leva a alterações mais fortes na cauda esquerda, é previsível que a correspondente elasticidade-desigualdade da pobreza tenderá a ser maior do que a obtida com o PLN, pelo menos para medidas sensíveis à intensidade da pobreza. Trabalho recente de Barros *et al.* (2007), ao examinar as mudanças na distribuição de renda no Brasil entre 2001 e 2005, fez uso do Suposto Kakwani, sem usar essa denominação.[10] Dada a redução de 4,6% no índice de Gini observada no período, os autores constataram que a diferença entre as taxas de crescimento da renda dos 10% mais pobres e dos 10% mais ricos obtida com base no PK é muito maior do que a diferença observada. Mesmo em um período em que os programas de transferência de renda (como o Bolsa Família) tiveram um papel relevante na redução da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, o PK leva a superestimar os benefícios para os pobres decorrentes dessa redução da desigualdade. É certo que o PK, mesmo sendo improvável sua ocorrência, poderia ser considerado um padrão

Variações percentuais nos quantis para se obter um aumento de 1% no índice de Gini, a partir de uma distribuição log-normal com índice de Gini igual a 0,57



9. Ver a expressão para a média da distribuição log-normal no apêndice A.

10. O padrão de mudança na desigualdade está claramente descrito na nota de rodapé 2 daquele trabalho.

desejável, se o objetivo fosse reduzir a pobreza por meio de reduções na desigualdade. Assim, ele é, necessariamente, um padrão indesejável quando ocorre um aumento da desigualdade.

6 ELASTICIDADES DAS MEDIDAS DE POBREZA

As variações nas medidas de pobreza podem ser decompostas em dois fatores determinantes: *a*) magnitude da taxa de crescimento econômico (crescimento do rendimento médio da população); e *b*) mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos. É possível decompor as mudanças relativas na proporção de pobres e nas medidas de FGT com $\alpha > 0$ em dois termos aditivos, conforme as seguintes equações:

$$\frac{dH}{H} = -\frac{zf(z)}{H}\frac{d\mu}{\mu} - \frac{zf(z)}{H}\frac{dL'(H)}{L'(H)} \tag{12}$$

$$\frac{d\varphi(\alpha)}{\varphi(\alpha)} = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x(p)}{z}\frac{d\mu}{\mu}dp - \\ -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x(p)}{z}\frac{dL'(p)}{L'(p)}dp \quad \text{para} \quad \alpha > 0 \tag{13}$$

O primeiro termo dessas equações corresponde ao componente-crescimento, que mede o impacto das mudanças do rendimento médio, e o segundo termo corresponde ao componente-distribuição, que mede o impacto das mudanças da desigualdade na distribuição dos rendimentos (modificações na curva de Lorenz) sobre a medida de pobreza.

Considerando-se o primeiro termo no segundo membro da expressão (12), a elasticidade-crescimento da proporção de pobres é:

$$\varepsilon[H\,|\,\mu] = -\frac{zf(z)}{H} \quad \text{para} \quad \alpha = 0 \tag{14}$$

Para as medidas de FGT com $\alpha > 0$, a partir do primeiro termo no segundo membro da expressão (9), a elasticidade em relação ao rendimento médio é:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha\,|\,\mu)\right] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}\,dp = \\ = \frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\left[\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)\,dx - \int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x)\,dx\right]$$

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\mu\right] = \alpha\left[\frac{\varphi(\alpha)-\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)}\right] \quad \text{para} \quad \alpha > 0 \tag{15}$$

Para derivar as elasticidades-desigualdade da pobreza é indispensável pressupor um determinado padrão de mudança na desigualdade. Utilizando-se o PK, as elasticidades das medidas de pobreza em relação ao índice de Gini podem ser obtidas pela substituição da expressão (8) no segundo termo do segundo membro das expressões (12) e (13). Seguem-se a elasticidade da proporção de pobres em relação ao índice de Gini

$$\varepsilon\left[H\,|\,G\right] = -\frac{zf(z)}{H}\left(\frac{z-\mu}{z}\right) = \frac{(\mu-z)}{H}f(z) \tag{16}$$

e a elasticidade das medidas de FGT com $\alpha > 0$ em relação ao índice de Gini:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,G\right] = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x(p)}{z}\frac{\left[x(p)-\mu\right]}{x(p)}\,dp = \\ = -\frac{\alpha}{\varphi(\alpha)}\left[\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x(p)}{z}\,dp - \frac{\mu}{z}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} dp\right]$$

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,G\right] = \varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\mu\right] + \alpha\frac{\mu}{z}\frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)} \quad \text{para} \quad \alpha > 0 \tag{17}$$

As expressões (14), (15), (16) e (17) foram apresentadas por Kakwani (1993); e a exposição das deduções anteriores é muito semelhante à do próprio autor. Vale lembrar que as elasticidades-desigualdade já apresentadas foram derivadas a partir do PK. Para derivar as elasticidades-desigualdade com base no PLN podemos utilizar um procedimento semelhante. Substituindo-se a expressão (10) com $p = H$ e a expressão (23) com $x = z$ no segundo termo do segundo membro da expressão (12), segue-se a elasticidade da proporção de pobres em relação ao desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos:

$$\varepsilon[H|\beta] = -\frac{zf(z)}{H}\beta[Z(H)-\beta] = \\ = -\frac{1}{H}\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right]\phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right] \quad (18)$$

É possível também deduzir que as elasticidades em relação ao desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos para as medidas de FGT com $\alpha = 1$ e $\alpha > 1$, sob o PLN, serão dadas por:[11]

$$\varepsilon[\varphi(\alpha=1)|\beta] = \frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right] \quad \text{para} \quad \alpha=1 \quad (19)$$

$$\varepsilon[\varphi(\alpha)|\beta] = \frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha-2)\right] \text{ para } \alpha>1 \quad (20)$$

Bourguignon (2002) mostra expressões semelhantes a (18) e (19), mas sem apresentar a sua dedução. Este trabalho, além de apresentar a dedução dessas expressões, também inclui a fórmula geral da elasticidade das medidas de FGT em relação ao desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos para $\alpha > 1$. Uma vantagem de adotarmos o PLN é a possibilidade de inclusão das elasticidades em relação a várias medidas de desigualdade. Conforme podemos observar no quadro 1, as

11. Para as deduções dessas expressões, ver apêndice B.

medidas de desigualdade para a distribuição log-normal são funções do desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos. Seja S^* uma medida de desigualdade, que pode ser o índice de Gini ou qualquer membro da classe geral de medidas de desigualdade S. O fator multiplicativo $\frac{d\beta/\beta}{dS^*/S^*}$ nos permite relacionar as mudanças relativas nas respectivas medidas de desigualdade com as mudanças no desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos, de maneira que a elasticidade da medida de pobreza em relação à medida de desigualdade S^* será:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,S^*\right]=\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\beta\right]\frac{d\beta/\beta}{dS^*/S^*}$$

Assim, as elasticidades das medidas de pobreza em relação ao índice de Gini e às medidas de desigualdade S podem ser obtidas multiplicando as respectivas elasticidades em relação ao desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos pelos fatores $\frac{d\beta/\beta}{dS^*/S^*}$, que estão expostos na última coluna do quadro 1. O quadro 3 reapresenta as fórmulas das elasticidades-crescimento e elasticidades-desigualdade das medidas de pobreza de FGT.

QUADRO 3
Elasticidades das medidas de pobreza de Foster, Greer e Thorbecke

Valor do parâmetro	Elasticidade-crescimento $\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\|\mu\right]$	Elasticidade-desigualdade	
		PK $\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\|G\right]$	PLN $\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\|\beta\right]$
$\alpha=0$	$-\frac{zf(z)}{H}$	$\frac{(\mu-z)}{H}f(z)$	$-\frac{1}{H}\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}-\frac{\beta}{2}\right]\phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]$
$\alpha>0$	$\alpha\left[\frac{\varphi(\alpha)-\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)}\right]$	$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\|\mu\right]+\alpha\frac{\mu}{z}\frac{\varphi(\alpha-1)}{\varphi(\alpha)}$	-
$\alpha=1$	-	-	$\frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\phi\left[\frac{\ln(z/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]$
$\alpha>1$	-	-	$\frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha-2)\right]$

Finalmente, substituindo-se as respectivas fórmulas das elasticidades nas expressões (8) e (9) que decompõem as mudanças relativas nas medidas de FGT em componente-crescimento e componente-distribuição, é possível deduzir que:

$$d\ln\varphi(\alpha) = \varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\mu\right] d\ln\mu + \varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,S^{*}\right] d\ln S^{*} \qquad (21)$$

expressão na qual S^{*} é uma medida de desigualdade, que pode ser o desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos, o índice de Gini ou qualquer membro da classe de medidas de desigualdade *S*. Nessa expressão, a elasticidade-desigualdade teórica $\varepsilon[\varphi(\alpha)|S^{*}]$ pode ser a elasticidade em relação ao índice de Gini derivada a partir do PK, em relação ao índice de Gini sob o PLN ou em relação a alguma das demais medidas de desigualdade sob o PLN. Ressalte-se que as expressões das elasticidades em relação ao índice de Gini sob o PK são distintas daquelas derivadas sob o PLN. Já as expressões das elasticidades-crescimento $\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu]$ independem da adoção de distintos padrões de mudança da curva de Lorenz.

7 AVALIAÇÃO DAS ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES DAS MEDIDAS DE POBREZA

Nesta seção, a análise de regressão é utilizada com o objetivo principal de avaliar o grau de adequação da aplicação empírica das diversas fórmulas de cálculos das elasticidades. Secundariamente, procuraremos avaliar qual padrão de mudança da curva de Lorenz – PK ou PLN – representa melhor as mudanças observadas nas medidas de pobreza. Utilizaremos os dados advindos das Pnads no período 1992-2004 para a distribuição da renda *per capita* dos domicílios particulares permanentes com declaração não-nula do rendimento, convertidos em reais de maio-junho de 2005 pelo INPC corrigido. Foram calculados o rendimento médio, as medidas de desigualdade (desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos, índice de Gini e *L* de Theil) e as medidas de pobreza (proporção de pobres, índice de insuficiência de renda e medida de FGT com $\alpha = 2$) das 27 UFs durante o período 1992-2004, excetuados os anos 1994 e 2000, nos quais a Pnad não foi realizada. As medidas de pobreza foram calculadas adotando-se duas linhas de pobreza alternativas, nos valores de 1/4 e 1/2 do SM de R$ 300 vigente no bimestre maio-junho de 2005, ou seja, R$ 75 e R$ 150 *per capita*. Com base nesses dados, obtivemos um painel com 270 observações das mudanças relativas nas medidas de pobreza, no rendimento médio e nas medidas de desigualdade.[12]

As elasticidades das medidas de pobreza foram calculadas utilizando-se dois métodos distintos, cujos procedimentos de cálculo são apresentados no apêndice C.

12. Tabelas com os 297 valores de cada medida de pobreza e desigualdade utilizada podem ser encontradas em Orair (2006).

No método I as elasticidades-desigualdade da pobreza são derivadas a partir do PK e no método II são derivadas a partir do PLN. Uma vantagem adicional de utilizarmos o PLN é a possibilidade de inclusão da elasticidade em relação ao *L* de Theil, que é uma medida de desigualdade mais sensível a alterações nas rendas dos pobres. Utilizaremos cinco elasticidades teóricas para cada medida de pobreza: 1) elasticidade em relação ao rendimento médio pelo método I; 2) elasticidade em relação ao rendimento médio pelo método II; 3) elasticidade em relação ao índice de Gini pelo método I derivada sob o PK; 4) elasticidade em relação ao índice de Gini pelo método II derivada sob o PLN; e 5) elasticidade em relação ao *L* de Theil pelo método II derivada sob o PLN.

Conforme a expressão (21), as mudanças nas medidas de pobreza $\varphi(\alpha)$ podem ser decompostas em dois termos que consideram explicitamente as elasticidades teóricas. Fazendo analogia direta com essa decomposição, utilizaremos o seguinte modelo de regressão:

$$\Delta \ln \varphi(\alpha)_{it} = \beta_1 \varepsilon\left[\varphi(\alpha)|\mu\right]_{it} \Delta \ln \mu_{it} + \beta_2 \varepsilon\left[\varphi(\alpha)|S^*\right]_{it} \Delta \ln S^*_{it} + e_{it}$$

em que e_{it} é um termo aleatório. A variável dependente $\Delta \ln \varphi(\alpha)_{it}$ é a mudança relativa na medida de pobreza. As duas variáveis explanatórias são o produto da elasticidade-crescimento $\varepsilon[\varphi(\alpha)|\mu]_{it}$ da medida de pobreza pela taxa de crescimento do rendimento médio $\Delta \ln \mu_{it}$ e o produto da elasticidade-desigualdade $\varepsilon[\varphi(\alpha)|S^*]_{it}$ pela mudança relativa na medida de desigualdade $\Delta \ln S^*_{it}$. Utilizaremos o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com correção dos desvios-padrão dos parâmetros para dados em painel.[13] Se as elasticidades teóricas são satisfatórias na explicação das mudanças observadas nas medidas de pobreza, espera-se que os valores dos coeficientes β_1 e β_2 não sejam estatisticamente distintos de 1 e o valor explicativo do modelo seja relativamente alto.

Os resultados das regressões que procuram explicar as mudanças nas medidas de pobreza, calculadas adotando-se as linhas de pobreza de R$ 75 e R$ 150, a partir da interação entre os valores das elasticidades teóricas e as mudanças observadas no rendimento médio e nas medidas de desigualdade, podem ser visualizados nas tabelas 3 e 4 (valor de *t* entre parênteses). As regressões utilizando-se as elasticidades em relação ao índice de Gini calculadas pelo método I e pelo método II nas tabelas 3 e 4 apresentaram valores não muito distintos para os coeficientes de determinação

13. Espera-se que nos dados em painel, com observações de uma mesma unidade ao longo do tempo, haja correlação entre resíduos contemporâneos (grandes desvios de uma unidade *i* no tempo *t* estejam associados a grandes desvios de uma unidade *j* no tempo *t*) e exista heterocedasticia (as variâncias dos desvios diferem de unidade para unidade). A correção dos desvios-padrão dos parâmetros permite obter intervalos de confiança apropriados. Ver Beck e Katz (1995).

TABELA 3
Brasil: poder explicativo das elasticidades teóricas na mudança total das medidas de pobreza (θ) calculadas adotando-se a linha de pobreza de R$ 75 nas UFs – 1992 a 2004
(Variável dependente: mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável explanatória	Proporção de pobres			Índ. de insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha = 2$		
	Coef.	Intervalo de conf.[c]		Coef.	Intervalo de conf.[c]		Coef.	Intervalo de conf.[c]	
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[a]	0,71343 (7,69)	0,53168	0,89517	0,80524 (8,74)	0,62467	0,98580	0,79211 (6,83)	0,56488	1,01935
$\varepsilon[\theta\|G]^*\Delta\ln G$[a]	0,38919 (6,87)	0,27811	0,50026	0,32739 (9,64)	0,26080	0,39398	0,26099 (7,82)	0,19561	0,32638
R^2	0,482			0,4859			0,3947		
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[b]	0,93996 (7,88)	0,70627	1,17364	0,84013 (7,34)	0,61574	1,06452	0,77064 (5,19)	0,47954	1,06175
$\varepsilon[\theta\|G]^*\Delta\ln G$[b]	0,89677 (8,10)	0,67966	1,11387	0,71796 (8,69)	0,55595	0,87997	0,64869 (6,70)	0,45884	0,83855
R^2	0,5432			0,4794			0,3468		
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[b]	1,03738 (11,07)	0,85364	1,22112	0,94306 (10,90)	0,77349	1,11263	0,89514 (7,43)	0,65913	1,13114
$\varepsilon[\theta\|L]^*\Delta\ln L$[b]	1,04851 (10,66)	0,85576	1,24125	0,88048 (12,78)	0,74547	1,01548	0,84563 (9,92)	0,67851	1,01276
R^2	0,7047			0,6729			0,5485		

Nota: Todos os modelos foram estimados pelo método dos MQOs com correções dos desvios-padrão para dados em painel.

[a] Elasticidade teórica obtida pelo método I sob o PK.

[b] Elasticidade teórica obtida pelo método II sob o PLN.

[c] Intervalo de 95% de confiança.

(R^2). O poder explicativo dessas regressões para a linha de pobreza de R$ 75 foi relativamente baixo, com os valores dos coeficientes de determinação contidos no intervalo 0,3468 a 0,5432. Quando adotamos a linha de pobreza de R$ 150, os valores dos coeficientes de determinação das regressões que utilizaram as elasticidades em relação ao índice de Gini aumentam para todas as medidas de pobreza, atingindo valores de 0,6327 a 0,8914.

Excetuando-se a regressão para a elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R$ 150, os valores dos coeficientes das elasticidades em relação ao índice de Gini pelo método I derivadas sob o PK são substancialmente inferiores a 1, enquanto os coeficientes das elasticidades em relação ao índice de Gini pelo método II derivadas sob o PLN estão mais próximos da unidade. Esses resultados indicam que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini obtidas a

TABELA 4
Brasil: poder explicativo das elasticidades teóricas na mudança total das medidas de pobreza (θ) calculadas adotando-se a linha de pobreza de R$ 150 nas UFs – 1992 a 2004
(Variável dependente: mudanças relativas na medida de pobreza)

Variável explanatória	Proporção de pobres			Índ. de insuf. de renda			Medida de FGT com $\alpha = 2$		
	Coef.	Intervalo de conf.[c]		Coef.	Intervalo de conf.[c]		Coef.	Intervalo de conf.[c]	
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[a]	0,92062 (13,78)	0,78970	1,05154	0,86859 (14,09)	0,74780	0,98939	0,84611 (11,77)	0,70520	0,98703
$\varepsilon[\theta\|G]^*\Delta\ln G$[a]	1,00609 (9,93)	0,80761	1,20457	0,60740 (11,35)	0,50252	0,71228	0,45538 (10,38)	0,36937	0,54139
R^2	0,8052			0,7473			0,6564		
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[b]	1,08810 (22,73)	0,99426	1,18194	0,94775 (13,09)	0,80581	1,08970	0,89930 (9,87)	0,72075	1,07785
$\varepsilon[\theta\|G]^*\Delta\ln G$[b]	1,13347 (16,34)	0,99749	1,26944	0,92323 (11,88)	0,77088	1,07559	0,82847 (10,28)	0,67058	0,98635
R^2	0,8914			0,7517			0,6327		
$\varepsilon[\theta\|\mu]^*\Delta\ln\mu$[b]	1,11965 (21,93)	1,01960	1,21971	1,00965 (19,61)	0,90875	1,11055	0,97770 (15,04)	0,85028	1,10511
$\varepsilon[\theta\|L]^*\Delta\ln L$[b]	1,08888 (14,57)	0,94236	1,23541	1,01438 (16,28)	0,89224	1,13653	0,96035 (14,73)	0,83259	1,08812
R^2	0,8761			0,8657			0,7946		

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo método dos MQOs com correções dos desvios-padrão para dados em painel.

[a] Elasticidade teórica obtida pelo método I sob o PK.

[b] Elasticidade teórica obtida pelo método II sob o PLN.

[c] Intervalo de 95% de confiança.

partir do PLN estão mais próximos do valor observado e que os valores das elasticidades derivadas a partir do PK estão consideravelmente superestimados, excetuada unicamente a elasticidade da proporção de pobres na linha de pobreza de R$ 150. Hoffmann (2005) já destacou que o padrão de mudança da desigualdade utilizado por Kakwani (PK) pode conduzir a estimativas das elasticidades das medidas de pobreza em relação ao índice de Gini substancialmente mais altas do que os valores obtidos admitindo-se que a distribuição permaneça log-normal (PLN).

Numa perspectiva mais geral, os modelos que utilizaram a elasticidade em relação ao *L* de Theil pelo método II apresentaram os resultados mais satisfatórios entre os modelos analisados. Excetuada apenas a regressão para as mudanças da

proporção de pobres na linha de pobreza de R$ 150, os intervalos de 95% de confiança de ambos os parâmetros nas regressões com o *L* de Theil contêm 1 e os valores dos coeficientes de determinação (R^2) das regressões foram maiores do que os valores obtidos pelos outros dois modelos. Para a linha de pobreza de R$ 150, o poder explicativo das regressões utilizando o *L* de Theil foi relativamente alto, com os coeficientes de determinação (R^2) nos valores de 0,8761 na regressão da proporção de pobres, 0,8657 no índice de insuficiência de renda e 0,7946 na medida de FGT com $\alpha = 2$. Para a linha de pobreza de R$ 75 os valores dos coeficientes de determinação foram 0,7047, 0,6729 e 0,5485, respectivamente.[14]

Podemos concluir que, quando utilizamos a medida *L* de Theil na linha de pobreza de maior valor, as elasticidades teóricas foram capazes de explicar muito bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza. Já para a linha de pobreza de menor valor real, principalmente para a medida de FGT com $\alpha = 2$, parte considerável das mudanças nas medidas de pobreza permaneceu não explicada pelo modelo. Esse resultado é intuitivo. O *L* de Theil é uma medida mais sensível às modificações na cauda esquerda da distribuição e, por isso, as mudanças nessa medida de desigualdade captam melhor as mudanças na pobreza. Vale lembrar também que as mudanças nas medidas de pobreza consideram as alterações na cauda esquerda da distribuição de renda, delimitada pelo valor da linha de pobreza; enquanto as mudanças nas medidas de desigualdade consideram as alterações da distribuição de renda como um todo. Para uma linha de pobreza com maior valor real espera-se que as mudanças nas medidas de desigualdade se associem mais claramente aos efeitos das alterações na desigualdade sobre a pobreza. Por essas razões, apresentou um melhor ajuste aos dados observados a elasticidade-desigualdade teórica baseada em uma medida de desigualdade mais sensível ao que acontece na cauda esquerda da distribuição e calculada utilizando-se uma linha de pobreza de maior valor.

8 CONCLUSÕES

Neste artigo foram deduzidas expressões inéditas para a classe de medidas de pobreza de FGT e as elasticidades-desigualdade da pobreza para a distribuição log-normal. Preliminarmente, verificamos que medidas de pobreza calculadas admitindo que a distribuição de renda é log-normal são próximas dos valores obtidos diretamente dos dados, considerando a distribuição do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil durante o período 1992-2004. Em seguida, baseados nos resultados das

14. Cabe enfatizar que estas regressões procuram explicar as variações nas medidas de pobreza a partir das variações na média e na medida de desigualdade. Se fosse feita uma regressão utilizando-se a medida de pobreza como variável dependente e a renda média e uma medida de desigualdade como variáveis explicativas, os coeficientes de determinação seriam substancialmente maiores. Para exemplificar, estimamos regressões com as 297 observações nas UFs do Brasil de 1992 a 2004 do logaritmo da proporção de pobres, do índice de insuficiência de renda e da medida de FGT com $\alpha = 2$, todas calculadas na linha de pobreza de R$ 75, contra o logaritmo da média e do *L* de Theil, e obtivemos coeficientes de determinação iguais a 0,951, 0,9595 e 0,9465, respectivamente.

regressões que utilizaram as estimativas das elasticidades das medidas de pobreza, concluímos que os modelos com as elasticidades em relação ao *L* de Theil pelo método II sob o PLN, na linha de pobreza de R$ 150, foram capazes de explicar razoavelmente bem as mudanças observadas nas medidas de pobreza nas 27 UFs no Brasil de 1992 e 2004. No entanto, para a linha de pobreza de menor valor real, parte considerável das mudanças nas medidas de pobreza permaneceu não explicada pelo modelo. Além disso, os resultados da análise de regressão sugerem que os valores das elasticidades em relação ao índice de Gini obtidos pelo método II sob o PLN estão mais próximos dos valores corretos do que as elasticidades do método I derivadas a partir do PK, que se mostraram quase sempre consideravelmente superestimadas.

Argumenta-se aqui que, ao menos para o caso brasileiro, a aplicação das estimativas das elasticidades da classe de medidas de FGT derivadas a partir do PK, que pressupõe um padrão de mudança da desigualdade baseado nas mudanças da curva de Lorenz de uma distribuição log-normal, é mais adequada do que a utilização das elasticidades-desigualdade derivadas por Kakwani (1993) e amplamente difundidas na literatura. Para exemplificar, tomemos os dados do período 2001-2004 para o Brasil que mostra reduções de 3,14% no rendimento médio, 3,85% no índice de Gini e 12,25% na medida de FGT com $\alpha = 2$ para a linha de pobreza de R$ 150. Utilizando-se o padrão de mudança da desigualdade apresentado por Kakwani (1993), as elasticidades teóricas fazem uma previsão, a partir dos dados de 2001, de queda de 27,2% na medida de pobreza, superestimando a queda efetivamente observada de 12,25%. Utilizando-se por sua vez a elasticidade derivada a partir do padrão de mudança da desigualdade baseado na mudança da curva de Lorenz de uma distribuição log-normal, obteve-se uma previsão de queda de 13,0% no valor da medida de pobreza, muito mais próxima ao que de fato ocorreu.[15]

ABSTRACT

The paper presents the expressions to compute the Foster, Greer and Thorbecke poverty indices assuming a log-normal income distribution and shows that these expressions produce good estimates of those indices for Brazil. Next, the paper derives expressions for the elasticities of those poverty measures with respect to the mean income and to inequality indices. Finally, using panel data for the 27 Brazilian states (or federation units) from 1992 to 2004, it is shown that the elasticities of the poverty measures with respect to inequality obtained with the log-normal method fit the data better than the elasticities estimated using Kakwani's (1993) assumption about the pattern of the Lorenz curve change.

15. A previsão da mudança na medida de pobreza corresponde ao valor da soma do produto da elasticidade em relação ao rendimento médio (–1,5499) pela taxa de variação na renda média (–3,14%) com o produto da elasticidade em relação ao índice de Gini (8,3292 para a elasticidade calculada sob o PK e 4,6505 sob o PLN) pela taxa de variação do índice de Gini (3,85%). As elasticidades foram obtidas diretamente das fórmulas apresentadas no quadro 3 e o fator multiplicativo no quadro 1. Os dados necessários ao cálculo dessas elasticidades estão disponíveis na tabela 2, à exceção do índice de Gini, cujos valores são 0,5873 em 2001 e 0,5647 em 2004.

REFERÊNCIAS

AITCHISON, J.; BROWN, J. A. *The lognormal distribution*: with special reference to its uses in economics. Cambridge University Press, 1957.

BARROS, R. P. de; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza*. Brasília: Ipea, 2007 (Texto para discussão, n. 1.256).

BECK, N.; KATZ, J. N. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review*, v. 89, n. 3, p. 634-647, Sep. 1995.

BOURGUIGNON, F. *The growth elasticity of poverty reduction*: explaining heterogeneity across countries and time periods. 2002 (Delta Working Paper, n. 2002-2003).

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

COWELL, F. A. *Measuring inequality*. Londres: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.

DATT, G. *Computational tools for poverty measurement and analysis*. Washington, D.C.: International Food and Nutrition Institute, 1998.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.

GIBRAT, R. *Les inégalités economiques*. Paris: Libraire du Recueil Sirey, 1931.

HOFFMANN, R. Relações entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade da distribuição de renda. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* v. 25, n. 2, p. 337–358, ago. 1995.

_____. *Distribuição de renda*: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo, Editora da Universidade de São Paulo, 1998.

_____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. *Economia*, v. 6, n. 2, p. 255-289, jul. 2005.

KAKWANI, N. Poverty and economic growth: with application to Côte d'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, s. 39, v. 2, p. 121-139, June 1993.

NEDER, H. D. Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das Pnads. In: CAMPANHOLA, C.; GRAZIANO DA SILVA, J. (Orgs.). *O novo rural brasileiro*: rendas das famílias rurais, v. 5. Brasília: Embrapa, 2004.

ORAIR, R. O. *Como crescimento e desigualdade afetam a pobreza?* 2006. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Unicamp, 2006.

ORAIR, R. O.; HOFFMANN, R. *Como crescimento e desigualdade afetam a pobreza*? 2006. Trabalho apresentado no XI Encontro Nacional de Economia Política, 13 a 16, jun. 2006, Vitória, ES.

PARETO, V. *Cours d'economie politique*. Paris, F. Pichon, 1987.

THEIL, H. *Economics and information theory*. Amsterdam, North-Holland, 1967.

(Originais recebidos em agosto de 2007. Revistos em outubro de 2007.)

APÊNDICE A

DISTRIBUIÇÃO LOG-NORMAL

Diz-se que uma variável aleatória positiva x tem distribuição log-normal com dois parâmetros θ e β^2 se $y = \ln x$ é normalmente distribuída com média θ e variância β^2. A distribuição log-normal com dois parâmetros é indicada por $\Lambda(\theta; \beta^2)$. A função de densidade da distribuição de x é:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \theta}{\beta} \right)^2 \right] \qquad x > 0$$

Da função geratriz de momentos $\mu_r = E(e^{ry})$ da distribuição normal, o r-ésimo momento com relação à origem corresponde a:

$$\mu_r = E\left(e^{ry}\right) = E\left(X^r\right) = e^{r\theta + r^2\beta^2/2}$$

Fazendo $r = 1$ nesta expressão, a média será:

$$\mu = E(X) = e^{\theta + \beta^2/2}$$

Tomando-se logaritmo e rearranjando-se os termos:

$$\theta = \ln\mu - \beta^2/2$$

Substituindo-a na primeira expressão, temos:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2} \right)^2 \right] \qquad x > 0$$

em que a função de densidade de probabilidade da distribuição de *x* é uma função do desvio-padrão do logaritmo (β) e da média (μ). Reescrevendo a expressão anterior:

$$f(x)=\frac{\mu^r}{x^r}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right)^2+r\ln(x/\mu)\right]$$

$$f(x)=\frac{\mu^r}{x^r}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}\right)^2+(1-2r)\ln(x/\mu)+\left(\frac{\beta}{2}\right)^2\right]\right\}$$

Completando o quadrado no expoente, obteremos:

$$\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right]^2-r(r-1)\beta^2=\left(\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}\right)^2+(1-2r)\ln(x/\mu)+\left(\frac{\beta}{2}\right)^2$$

Daí:

$$f(x)=\frac{\mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}}}{x^r}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta x}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right]^2\right\}$$

Finalmente, temos uma forma alternativa de apresentar a função de densidade da distribuição log-normal:

$$f(x)=\frac{\mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}}}{x^r}\frac{1}{\beta x}\phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\left(\frac{1}{2}-r\right)\beta\right] \qquad (22)$$

sendo ϕ a função de densidade de probabilidade da distribuição normal reduzida.

Para $r = 0$, temos:

$$f(x) = \frac{1}{\beta x}\phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \frac{\beta}{2}\right] \tag{23}$$

Utilizando-se a expressão (20), podemos também obter:

$$\int_0^x y^r f(y)dy = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_0^x \frac{1}{\beta y}\phi\left[\frac{\ln(y/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r\right)\beta\right]dy$$

Fazendo $u = \dfrac{\ln(y/\mu)}{\beta} + \left(\dfrac{1}{2} - r\right)\beta$ e $du = \dfrac{1}{\beta y}dy$ na integral:

$$\int_0^x y^r f(y)dy = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \int_{-\infty}^{\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r\right)\beta} \phi(u)du$$

$$\int_0^x y^r f(y)dy = \mu^r e^{r(r-1)\frac{\beta^2}{2}} \Phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta} + \left(\frac{1}{2} - r\right)\beta\right] \tag{24}$$

na qual Φ é a função de distribuição de uma variável normal reduzida. As expressões (22) a (24) foram utilizadas nas deduções realizadas ao longo do trabalho.

APÊNDICE B

ELASTICIDADE-DESIGUALDADE SOB O SUPOSTO LOG-NORMAL

De acordo com o segundo membro do segundo termo da expressão (13) e o padrão de mudança da desigualdade em (10), a elasticidade da medida de FGT com $\alpha > 0$ em relação ao desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos sob o PLN é:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)|\beta\right] = -\frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\int_0^H \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} \frac{x(p)}{z}\left[Z(p) - \beta\right]dp$$

Lembrando que:

$$Z(p)=\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}$$

e

$$\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{z}=\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}-\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}$$

obtemos:

$$\begin{aligned}\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\beta\right]=\frac{\alpha\beta}{\varphi(\alpha)}\Bigg\{&\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx-\\&-\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx\Bigg\}-\\&-\frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}f(x)dx-\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}f(x)dx\right]\end{aligned}\quad(25)$$

Consideremos a seguinte integral:

$$\int_0^z\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx$$

Integrando por partes, podemos fazer $u=-\beta\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}$, com $du=\alpha\beta\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{1}{z}dx$, e $v=xf(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\beta}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]^2\right\}$, com $dv=-\frac{1}{\beta}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx$.

Por conseguinte,

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx = -\beta\left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} xf(x)\Big|_0^z -$$
$$-\alpha\beta\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\frac{x}{2}f(x)dx$$

Observando que o primeiro termo da expressão é nulo e desenvolvendo o segundo termo, obtemos:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx = \alpha\beta\left[\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha} f(x)dx -\right.$$
$$\left.-\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1} f(x)dx\right]$$

Temos então:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx = \alpha\beta\left[\varphi(\alpha)-\varphi(\alpha-1)\right] \quad (26)$$

Analogamente, podemos fazer:

$$\int_0^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^{\alpha-1}\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)dx = (\alpha-1)\beta\left[\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha-2)\right] \quad (27)$$

Para $\alpha = 1$, substituindo (21) e (24) em (23):

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha=1)\,|\,\beta\right]=\frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\left\{\beta\left[\varphi(\alpha=1)-\varphi(\alpha=0)\right]-\right.$$
$$\left.-\int_0^z\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]f(x)\,dx\right\}-$$
$$-\frac{\beta^2}{\varphi(\alpha=1)}\left[\varphi(\alpha=1)-\varphi(\alpha=0)\right]$$

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha=1)\,|\,\beta\right]=-\frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\int_0^z\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]\frac{1}{\beta x}\phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]dx$$

Segue-se que a elasticidade da medida de FGT com $\alpha = 1$ será dada por:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha=1)\,|\,\beta\right]=\frac{\beta}{\varphi(\alpha=1)}\phi\left[\frac{\ln(x/\mu)}{\beta}+\frac{\beta}{2}\right]\quad\text{para}\quad\alpha=1$$

Para $\alpha > 1$, as expressões (24) e (25) podem ser substituídas diretamente na expressão (23):

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\beta\right]=\frac{\alpha^2\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha)-\varphi(\alpha-1)\right]-\frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha-1)-\varphi(\alpha-2)\right]-$$
$$-\frac{\alpha\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha)-\varphi(\alpha-1)\right]$$

Segue-se a expressão da elasticidade em relação ao desvio-padrão dos logaritmos dos rendimentos das medidas de FGT com $\alpha > 1$:

$$\varepsilon\left[\varphi(\alpha)\,|\,\beta\right]=\frac{\alpha(\alpha-1)\beta^2}{\varphi(\alpha)}\left[\varphi(\alpha)-2\varphi(\alpha-1)+\varphi(\alpha-2)\right]\quad\text{para}\quad\alpha>1$$

APÊNDICE C

PROCEDIMENTOS DE CÁLCULO DAS ELASTICIDADES

Neste apêndice descrevemos os dois métodos alternativos de cálculo das estimativas das elasticidades das medidas de pobreza.

Método I

O método I utiliza as fórmulas das elasticidades-crescimento e das elasticidades-desigualdade derivadas sob o PK. Definida a linha de pobreza (z), as elasticidades das medidas de FGT com $\alpha > 0$ podem ser obtidas pela substituição direta dos valores do rendimento médio (μ) e das medidas de pobreza calculados dos microdados nas respectivas fórmulas de cálculo apresentadas no quadro 3.

O mesmo procedimento não pode ser repetido para as elasticidades da proporção de pobres, pois, nesse caso, necessitamos da estimativa da densidade $f(x)$ quando $x = z$. Se os microdados estão disponíveis, podemos estimar $f(x)$ por meio da metodologia de Kernel ou núcleo, que é o procedimento não-paramétrico de estimação de densidade mais comumente utilizado. Neste trabalho utilizamos o estimador Kernel com função K gaussiana e largura ótima da janela b para obter a estimativa $\hat{f}(z)$.[16] As elasticidades da proporção de pobres são obtidas pela substituição dos valores de μ, z, $\hat{f}(z)$ e do valor observado da medida de pobreza nas fórmulas apresentadas no quadro 3.[17]

Método II

O método II utiliza as fórmulas das elasticidades-desigualdade derivadas sob o suposto PLN e as estimativas das medidas de pobreza admitindo que a distribuição de renda é log-normal. As estimativas das medidas de pobreza são obtidas pela substituição dos valores do rendimento médio (μ), linha de pobreza (z) e desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos (β) nas expressões do quadro 2.

As estimativas das elasticidades em relação ao rendimento médio e ao desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos sob o PLN são obtidas substituindo-se os

16. A largura ótima corresponde ao valor de b que minimiza a soma dos quadrados dos desvios se os dados forem gaussianos e a função kernel gaussiana for utilizada. Portanto, não é ótima num sentido global.

17. Outra alternativa para obtenção da estimativa de $f(z)$ quando $x = z$ é por meio dos métodos baseados nas curvas de Lorenz parametrizadas que foram desenvolvidos para casos em que os dados da distribuição estão disponíveis sob a forma de dados agrupados. A abordagem paramétrica consiste em, a partir de certas coordenadas obtidas dos dados agrupados, reconstruir a curva de Lorenz estimando-se os parâmetros de uma especificação da sua forma funcional. Com base nos parâmetros estimados, pode-se obter uma estimativa de $f(z)$ quando $x = z$ tomando-se a segunda derivada da curva de Lorenz ajustada para toda a distribuição de renda, isto é, ajustada *globalmente*. Para uma discussão mais pormenorizada, ver Datt (1998). Já o método não-paramétrico consiste em estimar a densidade da distribuição em determinados pontos por meio de uma função Kernel ponderada que suavize os intervalos entre os pontos empiricamente observados, fornecendo uma estimativa ajustada localmente. Se os microdados estão disponíveis, a opção preferencial deve ser pela utilização do método não-paramétrico pois fornece uma estimativa local que, em geral, será mais precisa. Neste trabalho em que os microdados estão disponíveis optamos pelo método não-paramétrico.

valores de μ, z, β e das estimativas das medidas de pobreza nas fórmulas do quadro 3.[18] Para se obter as elasticidades em relação às demais medidas de desigualdade (S^*), que pode ser o índice de Gini ou qualquer membro da classe de medidas de desigualdade S, é necessário calcular previamente os valores dos fatores multiplicativos $\frac{d\beta/\beta}{dS^*/S^*}$ pela substituição dos valores da medida de desigualdade e de β nas expressões da última coluna do quadro 1. As elasticidades em relação às respectivas medidas de desigualdade sob o PLN são obtidas pela multiplicação das elasticidades em relação ao desvio-padrão do logaritmo dos rendimentos pelos fatores $\frac{d\beta/\beta}{dS^*/S^*}$. Na seção 7 optamos por utilizar as elasticidades em relação ao índice de Gini, com o intuito de compará-las com aquelas obtidas no método I, e as elasticidades em relação ao L de Theil, que é uma medida de desigualdade mais sensível à cauda esquerda da distribuição de renda.

18. A obtenção dos valores das estimativas das medidas de pobreza não é requisito necessário para o cálculo das elasticidades sob o PLN, podendo ser utilizado também o próprio valor observado das medidas de pobreza. Neste trabalho utilizamos as estimativas das medidas de pobreza apenas para avaliar essa possibilidade e diferenciar os valores das elasticidades-crescimento do método II das obtidas no método I. Vale lembrar que em termos das elasticidades-crescimento, as expressões utilizadas nesses dois métodos são idênticas e os valores das elasticidades em relação à média apenas diferem pelo fato de o primeiro ter utilizado estimativas das medidas de pobreza e o último os seus valores observados no cálculo das elasticidades.

GARANTIAS GOVERNAMENTAIS EM PROJETOS DE PPP: UMA AVALIAÇÃO POR OPÇÕES REAIS*

Luiz E. T. Brandão**
Eduardo C. G. Saraiva***

Um dos objetivos das Parcerias Público-Privadas (PPP) é viabilizar projetos de infra-estrutura através da concessão de algum tipo de apoio governamental, como garantias ou aportes de recursos. Entre as formas de redução de risco, inclui-se a concessão de garantias de demanda, em que o governo indeniza o investidor sempre que a sua receita ficar abaixo de um piso predeterminado. Neste trabalho desenvolvemos um modelo de opções reais para determinar o valor dessas garantias e estabelecer limites tanto para o risco do investidor privado quanto para o comprometimento financeiro do governo. Concluímos que uma garantia de tráfego mínimo associada a um teto nos desembolsos permite uma significativa redução de risco do projeto, ao mesmo tempo em que evita ônus excessivos para o poder público.

1 INTRODUÇÃO

Um dos objetivos das Parcerias Público-Privadas (PPP), propostas pela Lei 11.079/04 no Brasil, é viabilizar projetos de infra-estrutura que não são atraentes para o setor privado devido à magnitude dos riscos envolvidos, através da concessão de algum tipo de apoio governamental como garantias ou aportes de recursos. Projetos de infra-estrutura têm características distintas dos projetos de investimento tradicionais por terem longo prazo de maturação e exigirem significativo volume de investimentos. Esses fatores, quando associados à existência de fortes incertezas de mercado, elevam o risco do projeto a um nível em que o investidor privado somente irá investir se houver alguma forma de mitigação de risco por parte do governo.

Uma das formas de redução de risco é a concessão de garantias de demanda, ou receita, que tem como objetivo estabelecer um piso abaixo do qual o governo indeniza o investidor de forma a evitar que a sua receita fique abaixo do piso. Embora garantias tenham sido amplamente utilizadas em projetos de infra-estrutura em diversos países, como nos casos de Chile (Engel; Fisher; Galetovic, 2000), Colômbia (Irwin, 2003), México (Gomez-Ibanez, 1997), Coréia, Malásia e Espanha (Irwin, 2005), a valoração dessas garantias e a determinação do seu nível ótimo freqüentemente têm sido realizadas apenas de forma qualitativa. Por outro lado, ao conceder garantias para projetos de infra-estrutura, o governo se torna

* Os autores agradecem à Coordenação-Geral de Análise Econômico-Fiscal de Projetos de Investimento Público (Coapi), da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), representada pelo seu coordenador-geral Daniel Sigelmann e pelo técnico Rubens Oliveira de Araújo, pelo apoio técnico na realização deste trabalho, e a dois avaliadores anônimos pelos comentários e sugestões.

** Professor do IAG/PUC-Rio.

*** Doutorando em Economia pela EPGE/FGV.

responsável por todo o passivo contingente gerado por essa garantia. Na maioria das vezes, esse passivo não foi adequadamente quantificado por falta de metodologia apropriada para isso, o que pode se tornar extremamente oneroso para o governo. As garantias cambiais oferecidas pelo governo espanhol na década de 1970 custaram US$ 2,5 bilhões aos cofres públicos. No México, de 32 concessões estudadas por Ruster (1997), em apenas cinco o tráfego atingiu o nível garantido, sendo que, em 17, foi inferior a 50% do nível esperado. Esse efeito, somado a aumentos nos custos e à desvalorização do peso em 1994, levou o setor a uma crise aguda que obrigou o governo do México a desembolsar US$ 8,9 bilhões para evitar uma quebra generalizada dos bancos públicos em função da insolvência das concessionárias das rodovias.

Dessa forma, a valoração quantitativa de apoios governamentais é necessária para que o governo possa definir um nível de garantia que seja suficiente para a viabilização econômico-financeira do projeto sem causar uma carga excessiva nas contas públicas, bem como determinar o seu valor para efeitos orçamentários e o impacto fiscal desses passivos contingentes. A dificuldade para a valoração de garantias governamentais é que elas têm características que exigem o uso de ferramentas de modelagem de opções, uma vez que os métodos tradicionais de valoração, como o fluxo de caixa descontado, não conseguem capturar o valor da flexibilidade que tais garantias introduzem no projeto. Ng e Björnsson (2004), por exemplo, apresentam argumentos a favor do uso da metodologia das opções reais em um projeto de concessão. Bowe e Lee (2004) analisam o projeto da Taiwan High-Speed Rail, em que a concessionária tem a opção de desenvolver projetos imobiliários na faixa de domínio da concessão, e concluem que o valor dessas opções reduz significativamente o risco. Através de um modelo de precificação de opções, Rose (1998) demonstra que o valor da Melbourne Central Toll Project na Austrália aumenta significativamente quando se considera o valor da flexibilidade para aumentar as receitas. No Brasil, Brandão (2002) aplicou um modelo de avaliação por opções reais para analisar o projeto de concessão da Via Dutra que incorpora o impacto das opções de expansão e abandono. Nenhum desses trabalhos, no entanto, analisa o problema da valoração de garantias governamentais. O primeiro estudo nesse sentido foi o de Charoenpornpattana, Minato e Nakahama (2002), que modelam uma garantia de piso de tráfego como um conjunto de opções independentes, embora o seu modelo utilize os fluxos de caixa do projeto como ativo básico em vez do tráfego. Lewis e Mody (1997) e Irwin (2003) fazem referência a um estudo do Banco Mundial relativo à valoração de uma garantia de tráfego para o projeto da rodovia El Cortijo-El Vino, na Colômbia, com a utilização de modelos de precificação de opções.

Neste trabalho analisamos o impacto que uma garantia de receita mínima tem sobre um projeto de concessão rodoviária em relação ao seu valor e risco, bem como o seu custo para o governo. Ao contrário de Charoenpornpattana, Minato

e Nakahama (2002), modelamos as opções diretamente sobre o nível de tráfego e receita, de forma a refletir com maior precisão o impacto das garantias governamentais, e mostramos como múltiplas fontes de incerteza bem como limites nos desembolsos do governo podem ser incluídos na análise. Através de um modelo de opções reais, determinamos o valor das garantias que podem ser ofertadas pelo governo, o seu impacto na redução de risco do projeto e o valor esperado dos desembolsos futuros dessas garantias, permitindo ao governo maximizar o retorno ao menor custo para a sociedade.

O trabalho está organizado em cinco seções, sendo a primeira esta introdução e revisão da literatura. Na segunda apresentamos as diferenças entres os modelos de concessão tradicional e o modelo de PPP; e na terceira seção, a modelagem estocástica do processo das receitas e seu processo neutro a risco. Na seção seguinte mostramos um exemplo da aplicação desse modelo a um caso real e, em seguida, concluímos o texto.

2 A CONCESSÃO TRADICIONAL E A PPP

Os modelos de concessão de contrato podem ser classificados de acordo com o grau de risco a que o investidor privado está sujeito. Na concessão tradicional, todo o risco de mercado é arcado pelo concessionário, e se reflete num maior prêmio de risco exigido pelo investidor privado. Esse é o tipo de concessão mais comum e se baseia no modelo build-operate-transfer (BOT) (Bousquet; Fayard, 2001; Hammami; Ruhashyankiko; Yehoue, 2006). De acordo com o Banco Mundial (ver Kikeri; Burman, 2007), mais de 160 desses projetos, totalizando US$ 37 bilhões em concessões, foram licitados na América Latina e no Caribe entre 1990 e 2005. Nos Estados Unidos, US$ 100 bilhões estão sendo investidos na Trans Texas Corridor para a construção de cerca de 4 mil milhas de rodovias com pedágio (Persad *et al.*, 2003).

Esse modelo é adequado para atrair o capital privado quando os riscos de mercado, como a demanda de tráfego, são baixos, como é o caso das primeiras concessões rodoviárias licitadas no Brasil, que privilegiaram as vias de maior tráfego, maior retorno e menor risco. À medida que o estoque desse tipo de projetos se esgota, o governo passa a ter dificuldade em obter investimentos privados para esses projetos de maior risco e retorno incerto. Uma solução para o problema é a concessão de alguma forma de garantia que reduza o risco e/ou aumente o retorno do capital privado. Summerhil (1998, 2003) menciona o caso do Brasil no século XIX, quando garantias de investimento foram concedidas para incentivar a implantação de estradas de ferro com bastante sucesso. Também foram contemplados projetos industriais como o engenho de açúcar da Vila de Bracuhy (no Estado do Rio de Janeiro), que recebeu uma garantia de retorno de 7% sobre o capital investido, de acordo com decreto de 24 de março de 1881 do Governo Imperial.

Essas participações, ou PPPs, têm sido utilizadas por governos em todo o mundo como ferramenta para superar restrições orçamentárias e aumentar a eficiência do Estado. Nesse modelo, por exemplo, se o retorno de um projeto ficar muito abaixo do esperado, o concessionário pode receber um subsídio proporcional à redução na demanda observada, de forma que um nível mínimo de retorno seja mantido. Outras opções podem também estar presentes, como a de estender ou contrair o prazo contratual ou adiar pagamentos devidos ao governo. A participação do governo como garantidor final tem um importante papel para a implantação de projetos tecnicamente recomendáveis, mas que são financeiramente inviáveis do ponto de vista privado dentro do modelo clássico de concessão.

Uma garantia de receita mínima elimina os estados mais desfavoráveis da distribuição dos retornos do projeto, o que produz simultaneamente o efeito de aumentar o retorno médio esperado e o de diminuir o risco do projeto devido à redução do desvio-padrão dos retornos. A redução do risco do projeto implica a redução da taxa de desconto dos seus fluxos de caixa, o que eleva o valor esperado do projeto. Por outro lado, projetos de PPP exigem um comprometimento de longo prazo do governo, que assume também o risco de ser obrigado a assumir passivos futuros que nem sempre são adequadamente quantificados devido às limitações dos métodos tradicionais usualmente empregados nessas análises.

3 MODELAGEM DE TRÁFEGO E PROCESSO NEUTRO A RISCO

Rodovias com pedágio oferecem fontes distintas de risco para um investidor privado (Fishbein; Babbar, 1996). Consideramos uma garantia contratual que obriga o governo a realizar certos pagamentos a uma concessionária sempre que o nível de tráfego no ano ficar abaixo de um valor predeterminado. No caso em que a tarifa de pedágio for constante ao longo do período da concessão, uma garantia de tráfego equivale a uma garantia de receita.

Se R_t é a receita de tráfego observado no ano t, então $dR = \alpha R dt + \sigma_R R dz$ representa o processo estocástico de difusão da receita ao longo do tempo, de acordo com um movimento geométrico browniano, como é usual na literatura, onde dR é a variação incremental das receitas durante um período curto de tempo dt, α é a taxa instantânea de crescimento, σ_R é a volatilidade das receitas e $dz = \varepsilon\sqrt{dt}$, onde $\varepsilon \in N(0,1)$ é o processo de Wiener padrão. Tal processo pode ser completamente especificado considerando-se apenas o seu valor da receita inicial, a taxa de crescimento α_t em cada ano e a volatilidade do processo σ_R, que assumimos constante ao longo de todo o período da concessão. Dado que as receitas, ou mesmo a demanda de tráfego do projeto, não são um ativo de mercado, não é possível determinar diretamente qual é o prêmio de risco apropriado para essa fonte de incerteza. Alguns autores (Irwin, 2003; Dixit; Pindyck, 1994) sugerem uma solução

exógena, escolhendo-se um valor arbitrário para o prêmio de risco das receitas. Esse valor, no entanto, pode ser estimado a partir dos processos estocásticos dos fluxos de caixa e do valor do projeto.

Considerando que as receitas futuras representam a única fonte de incerteza do projeto, podemos definir o processo de difusão do valor do projeto como função das receitas $V = f(R)$ e sujeito ao mesmo processo de Wiener padrão dz como $dV = \mu V dt + \sigma_P V dz$, onde σ_P é a volatilidade do projeto. Através de um processo de Itô podemos então definir:

$$dV = \left[\frac{\partial V}{\partial R} \alpha R + \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial V^2} \sigma_R^2 R^2 \right] dt + \frac{\partial V}{\partial R} \sigma_R R dz \quad (1)$$

Pelo Capital Asset Pricing Model (CAPM) temos $\mu = r + \beta_P (E[R_m] - r)$, onde μ e β_P são, respectivamente, a taxa de desconto ajustada ao risco e o Beta do projeto. O prêmio de risco de $V(R)$ é dado então por $\mu - r = \beta_P (E[R_m] - r)$, que podemos expressar também como $\lambda \sigma_P$, ficando então com $\mu - r = \lambda \sigma_P$ (2). Substituindo a equação (1) em (2) ficamos com:

$$\left[\frac{\partial V}{\partial R} \alpha R + \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial V^2} \sigma_R^2 R^2 \right] \frac{1}{V} - r = \lambda \left[\frac{\partial V}{\partial R} \sigma_R R \right] \frac{1}{V} \quad (2)$$

e

$$\frac{\partial V}{\partial R} R(\alpha - \lambda \sigma_R) + \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial V^2} \sigma_R^2 R^2 - rV = 0 \quad (3)$$

A equação (3) é a equação diferencial que o valor de um projeto sujeito a risco de tráfego deve seguir. Com essa equação podemos determinar o valor das opções de garantia sobre o tráfego através do processo neutro a risco das receitas, em que usamos a taxa de crescimento $\alpha - \lambda \sigma_R$ em vez de α. Considerando que o valor presente do projeto sem opções é a melhor estimativa não tendenciosa do seu valor de mercado, podemos determinar o prêmio de risco dos fluxos de caixa do projeto através do CAPM. Se μ é o retorno esperado do projeto e β_P é o seu Beta, então

$\mu = r + \beta_P (E[R_m] - r)$ e o prêmio de risco do projeto será $\mu = r + \beta_P (E[R_m] - r)$. De forma semelhante, o prêmio de risco das receitas é dado por:

$$\alpha - r = \beta_R \left(E[R_m] - r \right) \tag{4}$$

Definimos o preço de mercado do risco de receitas λ_R como:

$$\lambda_R = \frac{\alpha - r}{\sigma_R} \tag{5}$$

Substituindo (5) e o valor de $\beta_R = \frac{\sigma_{m,R}}{\sigma_m^2}$ na equação (4), multiplicando ambos os lados por $\left(\frac{\sigma_R}{\sigma_R} \right)$ e rearranjando, obtém-se $\lambda_R \sigma_R = \left(\frac{\sigma_{m,R}}{\sigma_m \sigma_R} \right) \left(\frac{E[R_m] - r}{\sigma_m} \right) \sigma_R$, onde $\rho_R = \frac{\sigma_{m,R}}{\sigma_m \sigma_R}$ representa a correlação entre a variação das receitas e os retornos do mercado. Finalmente, ficamos com:

$$\lambda_R = \rho_R \left(\frac{E[R_m] - r}{\sigma_m} \right) \tag{6}$$

Da mesma forma, o preço de mercado do risco do projeto λ_P será:

$$\lambda_P = \rho_P \left(\frac{E[R_m] - r}{\sigma_m} \right) \tag{7}$$

onde ρ_P representa a correlação entre os retornos do projeto e os do mercado. Dado que a única fonte de incerteza do projeto são as receitas, a correlação entre a variação da receita e os retornos do mercado ρ_R será idêntica à correlação dos retornos do projeto com o mercado ρ_P, o que implica que (6) = (7), e $\lambda_R = \lambda_P = \lambda$.

A partir de (4) e (5) obtemos então $\lambda\sigma_R = \beta_R (E[R_m] - r)$, que define o prêmio de risco das receitas. Da mesma forma, obtemos:

$$\lambda\sigma_P = \beta_P \left(E[R_m] - r \right) \tag{8}$$

Como o valor de β_R é desconhecido, multiplicamos ambos os lados da equação (8) por σ_R / σ_P e ficamos em (9) com a expressão para o prêmio de risco das receitas em função do prêmio de risco do projeto e das volatilidades do projeto e das receitas, que são todas grandezas conhecidas.

$$\lambda\sigma_R = \beta_P \left(E[R_m] - r \right) \frac{\sigma_R}{\sigma_P} \tag{9}$$

O processo neutro ao risco das receitas então será dado por:

$$dR_t = \left(\alpha_t - \lambda\sigma_R \right) R_t dt + \sigma_R R_t dz \tag{10}$$

onde $\lambda\sigma_R$ é o prêmio de risco das receitas determinado em (9). Referimos o leitor a Hull (2003) para uma discussão mais detalhada dessa propriedade.

A incerteza a respeito do nível futuro do tráfego e das receitas é um dos parâmetros-chave do modelo. No caso de rodovias já existentes, a volatilidade do processo das receitas pode ser observada através de séries históricas, ou de outras rodovias semelhantes. Para rodovias pioneiras, como a BR-163, a volatilidade pode ser estimada a partir da premissa da correlação com o PIB regional. A volatilidade do projeto, por sua vez, pode ser estimada através de uma simulação de Monte Carlo aplicada ao fluxo de caixa estocástico sem consideração das opções. Devido ao efeito da alavancagem de custos, a volatilidade dos fluxos de caixa tende a ser maior do que a volatilidade das receitas, o que pode reduzir o valor do prêmio de risco das receitas.

Uma vez definido o processo estocástico das receitas, o valor das garantias pode ser determinado considerando-se que P_t é a receita mínima equivalente ao Piso de Tráfego garantido pelo governo no ano *t*. Dessa forma, levando-se em conta a garantia recebida, a receita efetiva da concessionária no ano *t* será dada por $R(t) = \max(R_t, P_t)$. Da mesma forma, o valor $G(t)$ da garantia governamental concedida naquele ano será $G(t) = \max(0, P_t - R_t)$.

4 APLICAÇÃO

Modelamos o efeito de uma garantia de tráfego mínimo com o objetivo de determinar o valor dessa garantia bem como o seu custo para o governo. A garantia oferece ao concessionário privado o direito de receber do governo uma indenização sempre que os níveis de tráfego observados ficarem abaixo de um nível preestabelecido, e aplicamos o modelo desenvolvido ao projeto de asfaltamento da BR-163, em estudo no governo federal, no trecho compreendido entre as cidades de Nova Mutum/MT e Santarém/PA, com cerca de 1.537,4 km. Os dados utilizados são projeções oficiais do governo brasileiro e estão disponíveis no *site* do Ministério dos Transportes, através do seu Departamento Nacional de Infra-estrutura de Transportes (DNIT).[1] Essa rodovia foi construída em 1973 pelo exército brasileiro como uma estrada simples de duas faixas, sendo que aproximadamente metade da sua extensão é de terra batida e pontes de madeira, intransitável durante o período das chuvas. Espera-se que uma parte significativa do tráfego seja derivada da produção de soja e arroz para exportação, que atualmente é escoada na direção sul num trajeto de 1.500 km até os portos de Santos-SP, e Paranaguá-PR. Com a nova estrada, espera-se que o fluxo seja desviado em direção aos portos de Miritituba e Santarém-PA, reduzindo-se o percurso a 1/3.

O nível de tráfego futuro é incerto, uma vez que variações nos preços das *commodities* de soja e arroz e na taxa de câmbio, além do desenvolvimento econômico da região, podem ter profundos impactos sobre o tráfego esperado, o que configura um significativo risco de mercado para o projeto. Em maio de 2005 o governo licitou a rodovia como uma concessão tradicional, mas não obteve demonstrações de interesse dos investidores privados. Atualmente, uma das alternativas em consideração é a concessão através de uma PPP com garantia de tráfego.

Para efeito da modelagem da rodovia, definiu-se o ano de 2007 como sendo o ano 0 da concessão, e considerou-se que a construção e a pavimentação total da rodovia levarão cerca de três anos. Dessa forma, as primeiras receitas operacionais com pedágio estão previstas para o ano 2, que corresponde ao ano de 2009. O trecho Nova Mutum-Guarantã será o primeiro a ficar pronto, demandando dois anos de construção (2007 e 2008). O trecho entre os postos de medição 5 e 6 (Guarantã do Norte-Trairão) engloba 688 km e contém seis praças de pedágio. O restante da rodovia (Guarantã-Santarém-Miritituba) ficará pronto em 2009, e a cobrança de pedágio nesse último trecho será iniciada então em 2010. O horizonte de estudo corresponde ao prazo contratual da concessão de 25 anos; portanto, abrange o período entre os anos de 2007 e 2032. A tarifa básica para o pedágio considerada é de R$ 7,60 em cada uma das 13 praças de pedágio, separadas cerca

1. Ver: <http://dnit.ime.eb.br/br163.htm>.

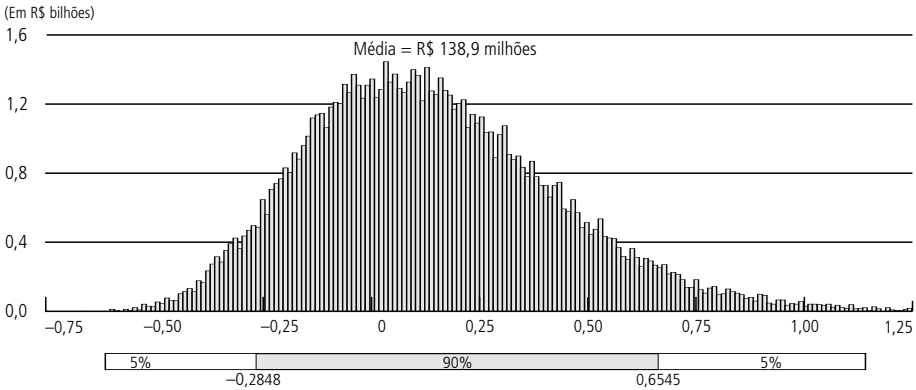
de 120 km entre si. Isso representa uma tarifa de R$ 0,06 por km, abaixo da média das estradas pedagiadas brasileiras. Assumimos um custo de oportunidade do capital próprio de 16% ao ano (a.a.), compatível com o praticado por grandes empresas de construção para projetos no Brasil, uma taxa livre de risco de 7% a.a. e um investimento inicial de R$ 966,7 milhões, acrescidos de R$ 1.291,5 milhões que serão necessários para a adequação gradativa da estrada aos padrões de operação, qualidade e segurança previstos. A divisão do investimento em duas etapas distintas foi proposta pelos técnicos do DNIT de forma a minimizar o investimento de capital necessário, uma vez que a adequação gradativa da rodovia permite que esses custos sejam supridos em parte pelas receitas de pedágio.

A análise financeira estática (ver anexo) do projeto apresenta um valor presente líquido (VPL) de R$ 130,8 milhões, o que indica a viabilidade financeira da concessão, uma vez que o VPL é positivo. No entanto, a falta de interesse demonstrada pelos investidores privados em relação ao projeto indica que a taxa adotada talvez não seja suficientemente alta para remunerar os riscos percebidos desse investimento. Por outro lado, a análise de risco do projeto pode ser feita através de uma modelagem estocástica.

Por se tratar de uma rodovia pioneira, não existem dados históricos de tráfego que possam servir de base para as projeções futuras, e, dessa forma, tais estimativas somente podem ser obtidas através de inferências indiretas. Geralmente, aceita-se a idéia de que a demanda de tráfego é estreitamente correlacionada com o PIB da área de influência do projeto. No caso, observa-se que a volatilidade do PIB da região Centro-Oeste foi de 6,9% entre 1980 e 2002, e de 7,0% entre 1990 e 2002. Em função disso, adotou-se uma volatilidade de tráfego de 7% a.a. Para o nível de tráfego inicial foi adotado o valor de 96.205 veículos equivalentes diários (VHE) referenciados ao ano de 2007 nas 13 praças de pedágio da rodovia, conforme estimativa do DNIT. Assumindo-se que o tráfego inicial também é incerto, foi considerada uma distribuição de probabilidades triangular para esse valor com mínimo de 67.343 e máximo de 125.066 VHE, correspondendo a uma variação de mais ou menos 30%.

Uma vez feita a simulação de Monte Carlo, a análise de risco do projeto indica que o VPL tem um desvio-padrão relativamente alto de R$ 193,3 milhões, considerando um valor esperado de R$ 139,8 milhões, e que existe também uma probabilidade de 24,8% de o projeto ter VPL negativo, conforme podemos observar no gráfico 1. Essa análise não incorpora o valor e os impactos sobre o projeto de possíveis garantias que o governo poderá oferecer para torná-lo mais atrativo.

GRÁFICO 1
Distribuição do VPL do projeto



4.1 Valoração das garantias

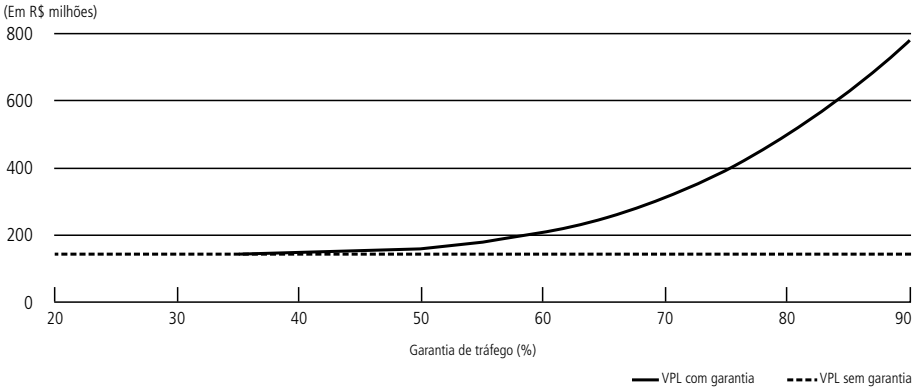
A valoração é feita através de uma simulação de Monte Carlo, considerando-se que as garantias contratuais são compostas por uma série de 25 opções européias independentes, com prazos de maturidade variando entre 1 e 25 anos. Dado o processo neutro a risco das receitas definido em (10), simulam-se diferentes cenários futuros considerando-se a possibilidade de exercício da opção sempre que o valor da receita em um determinado ano for menor do que a receita correspondente a um volume de tráfego mínimo garantido. O valor esperado da opção é então descontado a valor presente pela taxa livre de risco. O valor da concessão com garantia de receita é obtido somando-se o valor de todas as 25 opções ao VPL estático do projeto, conforme equação (11).

$$\text{Valor da Garantia} = \sum_{i=1}^{25} \text{Valor da Opção}_i \qquad (11)$$

A volatilidade do projeto é determinada por meio da simulação do fluxo de caixa estocástico, adotando-se a metodologia proposta por Brandão, Dyer e Hahn (2005). Os resultados indicam uma volatilidade de 47,8%. Assumindo-se uma taxa livre de risco de 7% a.a., o prêmio de risco dos fluxos de caixa é dado por $\mu - r = \beta_c (E[R_m] - r) = 8\%$, e pela equação (9) obtemos um valor para o prêmio de risco das receitas (e também para a demanda de tráfego) de $\lambda = 1{,}32\%$. Dado o processo neutro a risco das receitas definido em (10), determina-se o valor da opção a partir do valor do exercício em cada ano através da simulação, e o valor total agregado pelo somatório de todas as garantias ao longo da vida útil da concessão para diferentes níveis de garantia.

O gráfico 2 ilustra como o valor do projeto se altera para diferentes níveis de garantia concedidos. Uma garantia de piso de tráfego de 60% do seu valor esperado,

GRÁFICO 2
Valor do projeto a diferentes níveis de garantia



por exemplo, representa um acréscimo de R$ 101,9 milhões no valor do projeto, valor esse que cresce à medida que o piso de tráfego aumenta. Uma garantia de 80% tem um impacto significativo e dobra o VPL do projeto, demonstrando que a concessão de garantias de demanda é uma forma eficaz de redução de risco de projetos desse tipo.

Por outro lado, a modelagem de garantia de tráfego mínimo não contempla nenhuma contrapartida da concessionária com relação a excessos de demanda significativamente acima do nível de tráfego esperado.

Uma alternativa para a hipótese de a concessionária obter lucros excessivos à custa do público quando a demanda se revelar muito alta é incluir um teto de receitas de tráfego acima do qual as receitas ou os fluxos líquidos são transferidos, em todo ou em parte, para o poder público. Assim, por exemplo, quando as receitas de pedágios superarem 130% do valor esperado, o concessionário será obrigado a transferir parte do excedente para o governo.

A modelagem conjunta do piso e do teto de tráfego é um caso de opções compostas, em que opções distintas podem ser exercidas sobre o mesmo ativo básico. Embora mutuamente exclusivas, elas existem simultaneamente e, como tal, devem ser modeladas. A modelagem dessas opções deve ser feita considerando-se que o real nível de tráfego pode estar em três regiões distintas e mutuamente exclusivas: abaixo do piso, entre o piso e o teto, ou acima do teto. Para efeitos de ilustração, consideramos duas hipóteses para o teto de tráfego, embora outras premissas possam ser também adotadas sem maiores dificuldades. Na primeira hipótese, o limite superior de tráfego é simétrico ao nível inferior com relação ao nível esperado. Assim, para um piso de 60%, o teto será de 140%. Na segunda hipótese, consideramos um caso mais restritivo para o concessionário, em que o limite superior é apenas 50% do complemento do limite inferior. Assim, para um piso de 60%, o teto de tráfego será de 120%. Nesse caso, a receita recebida pelo

concessionário em cada período *t*, considerando-se que a totalidade do excedente de receita é revertida para o governo, é dada por:

$$R(t) = \min\left\{\max\left(R_t, P_t\right), T_t\right\}$$

sendo R_t a receita real observada,

P_t a receita referente ao piso de tráfego contratual,

T_t a receita referente ao teto de tráfego contratual.

O gráfico 3 ilustra o efeito de um teto de tráfego nas duas hipóteses consideradas. Podemos observar que o efeito é pequeno comparado com o efeito do piso de tráfego, o que se deve ao fato de que as estimativas de crescimento de demanda após o nono ano da concessão são pequenas. Podemos observar também que para níveis baixos de garantia o efeito do teto é maior que o beneficio do piso.

O modelo permite verificar também os efeitos que uma garantia de teto de tráfego tem sobre o risco do projeto, analisando as variações na distribuição de probabilidades do valor do projeto. O piso de tráfego elimina totalmente a probabilidade de ocorrência de baixos valores de VPL e, como conseqüência, aumenta o seu valor esperado, enquanto o teto de tráfego afeta o projeto limitando a probabilidade de se ter um VPL muito alto. Essas duas opções têm o efeito de reduzir a variância através do truncamento de ambas as caudas da distribuição. Os efeitos de uma garantia de tráfego de 40%, 50%, 60% e 65%, respectivamente, na distribuição do VPL do projeto, considerando-se tanto um piso quanto um teto de tráfego, podem ser observados no gráfico 4.

À medida que o nível de garantia aumenta, há uma alta no VPL esperado e uma redução na dispersão dos resultados, o que indica que houve queda no risco do projeto. O gráfico 5 ilustra o efeito na redução de risco de níveis de garantias de

GRÁFICO 3
Efeito de uma garantia de tráfego com teto
(Em R$ milhões)

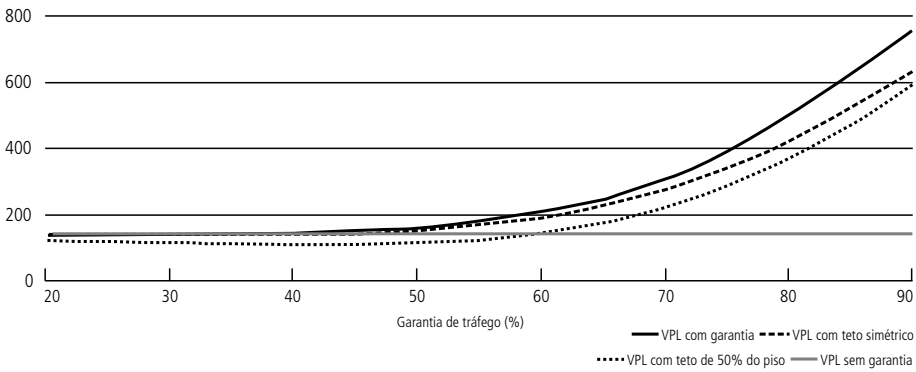


GRÁFICO 4
Distribuição do VPL para garantias de 40%, 50%, 60% e 65%

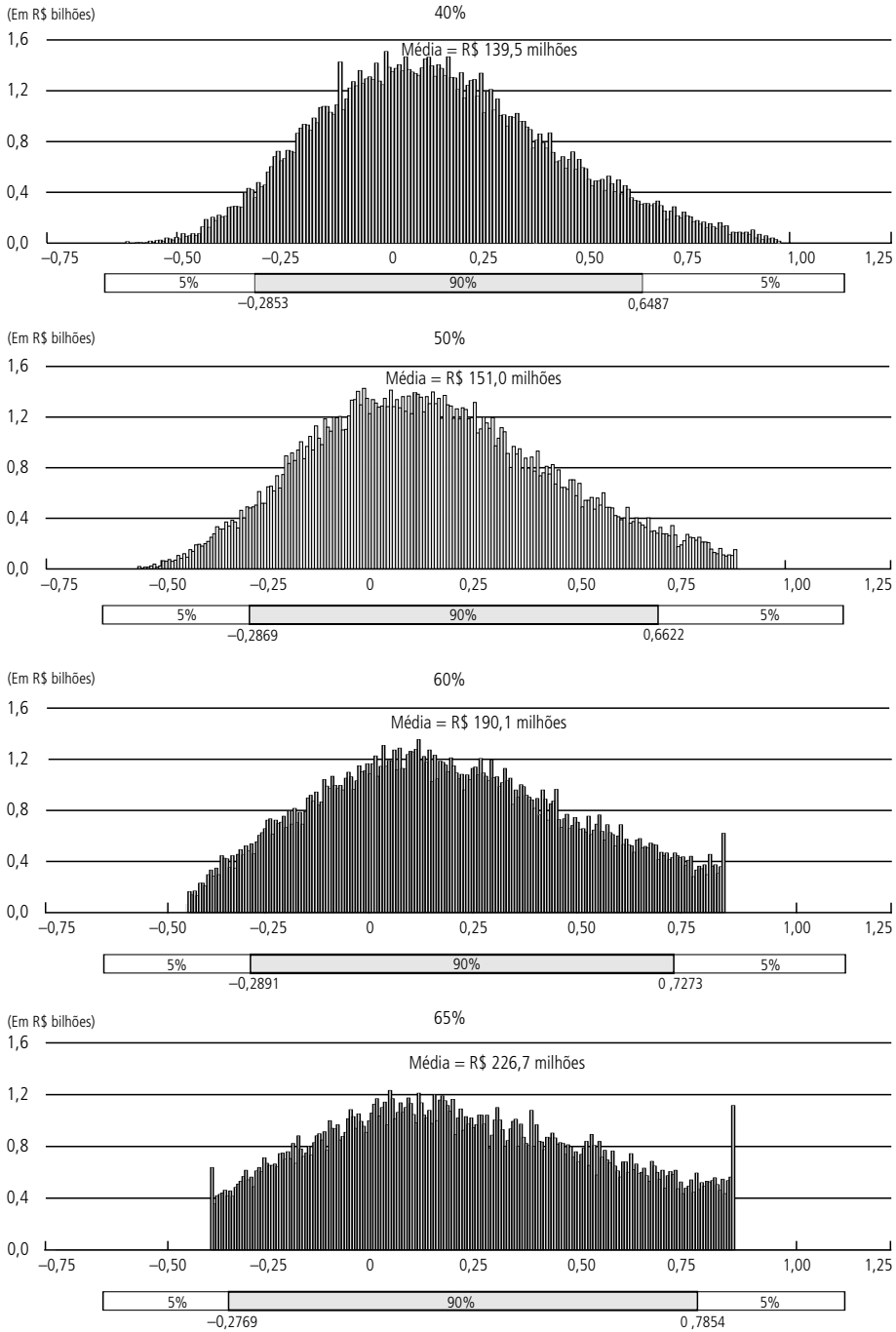
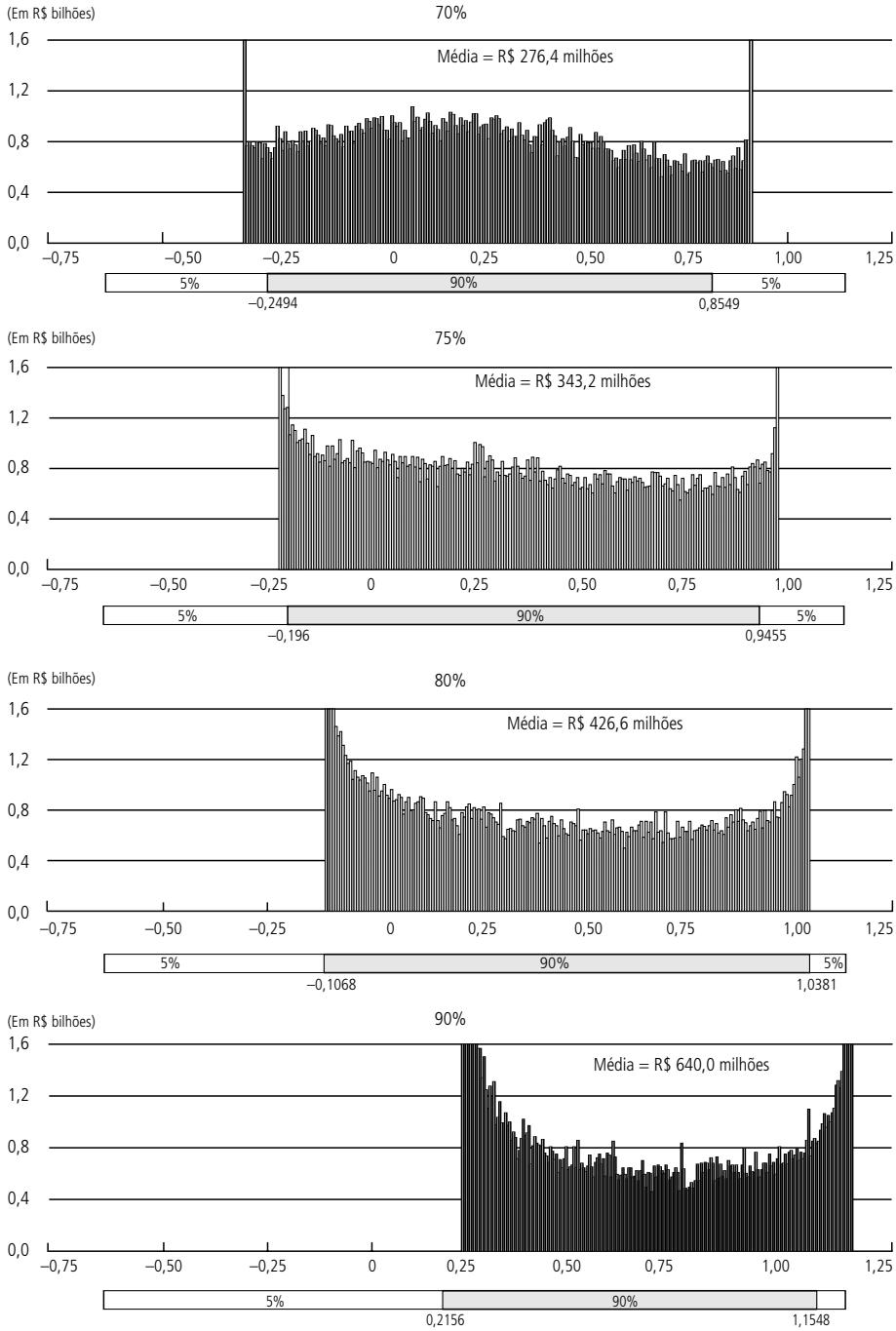


GRÁFICO 5
Distribuição do VPL para garantias de 70%, 75%, 80% e 90%



70%, 75%, 80% e 90%, respectivamente. Para um nível de garantia de 90%, a probabilidade de o projeto ter um VPL negativo é 0, o que implica que é garantido um retorno acima do retorno exigido pelos investidores privados. Nesse sentido, caso o governo decida conceder um nível de garantia dessa magnitude, poderá também exigir que o investidor privado reduza o seu prêmio de risco significativamente através de uma redução na tarifa do pedágio, uma vez que o risco do projeto passa a ser 0 em função das garantias recebidas. Pode-se notar também que, a altos níveis de garantia, a probabilidade de o VPL se encontrar nos limites extremos da distribuição aumenta significativamente.

4.2 Valor esperado do desembolso do governo

Com base no princípio da não-arbitragem, o valor esperado dos pagamentos a serem efetuados pelo governo durante a vigência do contrato é idêntico ao valor dessas garantias para o concessionário. Por outro lado, o valor presente esperado desses pagamentos à concessionária representa a média dos pagamentos que poderão ser efetivamente realizados, o que traz um risco para o governo, uma vez que existe probabilidade de os valores efetivos serem substancialmente maiores (ou menores) do que o esperado. Através de uma simulação de Monte Carlo pode-se determinar a distribuição de probabilidades desses pagamentos esperados com o objetivo de analisar o risco de o governo ser obrigado a arcar com valores muito mais altos do que o esperado.

A tabela 1 apresenta a distribuição de probabilidades cumulativas para níveis de garantia de 50% a 90% do tráfego esperado. Podemos observar, por exemplo, que, embora o valor esperado de uma garantia de 80% seja de R$ 352,5 milhões, existe uma probabilidade de 5% de o custo para o governo ultrapassar o valor de

TABELA 1
Distribuição de probabilidade das garantias

Nível da garantia (%)	Valor esperado (R$ milhões)	Probabilidade cumulativa (R$ milhões)				
		5%	10%	50%	90%	95%
50	19,957	0	0	0	56,709	136,328
60	69,215	0	0	0	244,935	391,028
70	170,144	0	0	37,381	553,048	745,002
80	352,476	0	0	190,610	970,172	1.225,131
90	624,982	0	0	479,708	1.493,018	1.749,291

R$ 1,22 bilhão.[2] Por outro lado, existe também uma probabilidade acima de 10% de o custo dessa garantia para o governo ser 0. A análise de risco das garantias demonstra que a contabilização orçamentária de eventuais garantias contratuais deve necessariamente levar em conta o risco que elas trazem para o governo.

4.3 Garantia de tráfego com limite de comprometimento financeiro público

A concessão de garantias de demanda mínima é um modo de reduzir o risco de um projeto para o investidor privado de forma a viabilizar a sua implantação. O valor dessa garantia representa o valor esperado, ou seja, a média aritmética das garantias exercidas quando é realizada a simulação estocástica do projeto de concessão. Por outro lado, dada a natureza probabilística da incerteza a respeito da demanda futura, existe sempre o risco de o valor devido pelo governo ser significativamente maior do que o esperado.

Uma preocupação do responsável pela gestão dos recursos públicos é de que o valor das garantias prestadas pelo governo possa atingir montantes consideráveis e, com isso, resultar em ônus a ser pago por gerações futuras. Uma forma de limitar o risco do governo é estabelecer um limite superior para o total dos pagamentos efetuados a título de garantia, acima do qual cessa qualquer apoio do governo à concessão, estabelecendo efetivamente uma trava superior no valor da garantia. Esse limite afeta apenas o valor agregado das opções individuais, sem influir no valor de cada opção individualmente, exceto na opção que representa o caso limite. Dessa forma, o valor da opção em cada ano é calculado conforme demonstrado anteriormente, mas o somatório do valor das opções ficará limitado ao valor da trava, conforme representado pela equação (12):

$$\text{Valor da Garantia} = \min\left\{\sum_{i=1}^{25} \text{Opção}_i, \text{Limite}\right\} \tag{12}$$

Considerando-se um custo de investimento total de cerca de R$ 2,2 bilhões, para efeito de ilustração foram estabelecidos dois níveis exógenos de limites no valor de R$ 400 milhões e R$ 600 milhões, correspondendo a cerca de 20% e 30% do valor do projeto, respectivamente. O impacto desses limites é o de reduzir o valor da garantia, mas, por afetar os valores cumulativos mais altos de desembolso, que são os que têm baixa probabilidade de ocorrência, o seu efeito em relação à garantia irrestrita é limitado e de forma alguma anula os seus benefícios. Dessa forma, é possível que o custo em relação ao projeto da implantação de um limite

2. A distribuição de probabilidade das garantias apresentadas foi calculada através de processo estocástico neutro a risco, e não pelo processo verdadeiro da demanda de tráfego; portanto, representa as probabilidades neutras a risco de ocorrência, e não as probabilidades verdadeiras. Não é possível determinar o valor da opção utilizando-se as probabilidades verdadeiras, uma vez que cada iteração da simulação tem uma taxa de desconto distinta, e, por esse motivo, utilizamos a avaliação neutra a risco neste caso. Embora não representem as probabilidades reais, é suficiente para fornecer uma idéia intuitiva de como a distribuição se comporta.

nas garantias contratuais seja pequeno em relação ao benefício da eliminação de uma incerteza a respeito do teto de desembolso por parte do governo.

A tabela 2 apresenta o valor do projeto em cada uma das situações analisadas anteriormente.

GRÁFICO 6
Valor da garantia com limites
(Em R$ milhões)

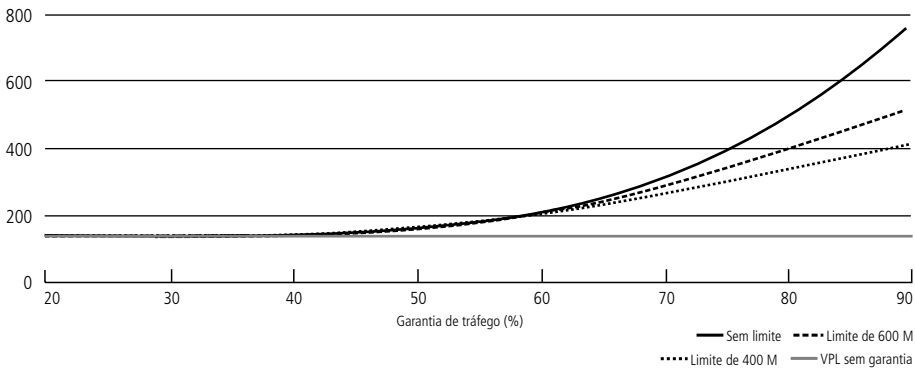


TABELA 2
Valor do projeto a diferentes níveis e tipos de garantias
(Valores em R$ milhões)

Nível de garantia (%)	VPL sem garantia	VPL com garantia	Limite de 600.000	Limite de 400.000	Teto de tráfego
0	139,9	139,9	139,9	139,9	139,3
10	139,9	139,9	139,9	139,9	139,0
20	139,9	139,9	139,9	139,9	138,3
30	139,9	140,1	140,1	140,1	137,6
35	139,9	141,2	141,2	141,2	137,9
40	139,9	143,5	143,5	143,5	139,5
45	139,9	149,6	149,6	149,5	142,5
50	139,9	159,7	159,7	159,3	150,2
55	139,9	177,7	177,1	175,3	167,4
60	139,9	206,5	204,4	198,9	189,2
65	139,9	249,9	241,6	229,3	226,5
70	139,9	312,4	290,1	265,9	278,5
75	139,9	388,8	342,1	303,4	343,0
80	139,9	492,0	398,6	341,7	426,0
85	139,9	616,6	454,9	378,1	524,9
90	139,9	764,9	512,5	414,0	640,9

As tabelas 3 e 4 mostram a distribuição de probabilidades do valor para diversos níveis de garantia, com base num limite de R$ 600 milhões e R$ 400 milhões, respectivamente. Adotando-se esse limite de comprometimento, fica claro que a probabilidade de o custo para o governo ser maior que o valor limite é 0. Por outro lado, a simulação de Monte Carlo indica que a probabilidade de o desembolso do governo ser igual ao limite aumenta, chegando a 23,5% para o teto de R$ 600 milhões e a 34,3% para o teto de R$ 400 milhões, considerando-se um nível de garantia de 80%.

TABELA 3
Distribuição de probabilidade das garantias com limite de R$ 600 milhões

Nível da garantia (%)	Valor esperado (R$ milhões)	Probabilidade cumulativa (R$ milhões)				
		5%	10%	50%	90%	95%
50	19,615	0	0	0	58,814	133,863
60	64,949	0	0	0	235,720	384,042
70	150,489	0	0	34,872	559,658	600,000
80	258,890	0	0	184,559	600,000	600,000
90	371,509	0	586	477,237	600,000	600,000

TABELA 4
Distribuição de probabilidade das garantias com limite de R$ 400 milhões

Nível da garantia (%)	Valor esperado (R$ milhões)	Probabilidade cumulativa (R$ milhões)				
		5%	10%	50%	90%	95%
50	19,161	0	0	0	58,814	133,863
60	59,231	0	0	0	235,720	384,042
70	125,870	0	0	34,827	400,000	400,000
80	202,132	0	0	184,559	400,000	400,000
90	273,799	0	586	400,000	400,000	400,000

5 CONCLUSÃO

Neste artigo, analisamos o problema do investimento privado em projetos de infra-estrutura pública e concluímos que, para alguns tipos de projetos, pode ser necessária a participação do governo nos riscos através da concessão de certos

apoios e garantias contratuais. Um desses tipos de apoio é a garantia de tráfego mínimo, que fornece ao concessório um subsídio governamental caso o nível de tráfego realizado fique abaixo de um valor preestabelecido. Por outro lado, a determinação do nível ótimo dessas garantias não pode ser realizada através das ferramentas tradicionais de avaliação, e requer o uso de métodos de precificação de opções. Neste trabalho mostramos como um modelo de valoração pode ser construído utilizando-se a metodologia das opções reais, e como diferentes níveis de apoio afetam tanto o risco quanto o valor do projeto.

A metodologia proposta pode ser utilizada pelo poder público para avaliar garantias oferecidas dentro do programa de PPPs e para auxiliar na determinação do nível ótimo dessas garantias em função do grau de redução de risco desejado. Os resultados para o caso analisado indicam que altos níveis de garantia não são necessários para que o projeto se torne viável, uma vez que uma garantia de 70% é suficiente para dobrar o VPL do projeto. Por outro lado, analisamos também o impacto que a concessão dessas garantias tem sobre os desembolsos do governo, e concluímos que sua concessão indiscriminada pode criar um substancial passivo futuro para o poder público. Mostramos que o uso de garantias de piso e teto de tráfego e o estabelecimento de limites para o nível de comprometimento financeiro do governo podem ser uma alternativa aceitável para todas as partes envolvidas. Isso permitirá que o poder público alavanque a sua capacidade de investimento redirecionando recursos escassos do financiamento do investimento em infraestrutura pública para a concessão de um conjunto limitado de garantias, desde que sejam tomadas algumas precauções na seleção do portfólio de projetos do governo.

Embora tenhamos analisado aqui apenas o caso das garantias de receita e tráfego, o modelo é flexível o suficiente para incluir outras formas de garantias, como "pedágio sombra", garantias cambiais, garantias de investimento e financiamento, e o modelo de menor valor presente líquido (LPVR) de Engel, Fisher e Galetovic (2000).

ABSTRACT

The use of private capital in public infrastructure projects has been sought by many governments as a way to overcome budgetary constraints and foster economic growth. For some types of projects, this investment may require government participation in the form of project guarantees in order to reduce the risk to the private investor. We develop a real options model to assess the value of these guarantees, analyze the cost/benefit of each level of support, and propose alternatives to limit the exposure of the government while still maintaining the benefits to the private investor. We conclude that a minimum traffic guarantee combined with a cap on the total government outlays for the project offers the best combination of risk reduction for the private investor and liability limits for the government.

REFERÊNCIAS

BOUSQUET, F.; FAYARD, A. *Road infrastructure concession practice in Europe*. World Bank, 2001 (Policy Research Working Paper Series, n. 2.675).

BOWE, M.; LEE, D. Project evaluation in the presence of multiple embedded real options: evidence from the Taiwan High-Speed Rail Project. *Journal of Asian Economics*, n. 15, p. 71-98, 2004.

BRANDÃO, L. *Uma aplicação da teoria das opções reais em tempo discreto para avaliação de uma concessão rodoviária no Brasil*. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Departamento de Engenharia de Produção, Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.

BRANDÃO, L.; DYER, J.; HAHN, W. Response to comments on Brandão *et al. Decision Analysis,* v. 2, n. 2, p. 103-109, June 2005.

CHAROENPORNPATTANA, S.; MINATO, T.; NAKAHAMA, S. *Government supports as bundle of real options in built-operate-transfer Highways Projects*. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Tóquio, 2002.

DIXIT, A.; PINDYCK, R. *Investment under uncertainty*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.

DNIT/IME - Departamento Nacional de Infra-Estrutura de Transportes/Instituto Militar de Engenharia. *Estudo de viabilidade técnica e econômica*. 2006. Disponível em: <http://dnit.ime.eb.br/br163.htm>. Acesso em: 8 de outubro de 2007.

ENGEL, E.; FISHER, R.; GALETOVIC, A. *The Chilean infraestructure concessions program*: evaluation, lessons and prospects for the future. Centro de Economia Aplicada (CEA), Departamento de Ingenieria Industrial de Chile, 2000 (Working paper).

_____. Least-present-value-of-revenue auctions and highways franchising. *Journal of Political Economics*, v. 109, n. 5, p. 993-1.020, 2001.

FISHBEIN, G.; BABBAR, S. *Private financing of toll roads*. Washington D.C.: World Bank, 1996 (RMC Discussion Paper Series, n. 117).

GÓMEZ-IBÁNEZ, J. A. *Mexico's private toll road program*. Kennedy School of Government Case Program. Case C15-97-1402.0, Harvard, 1997.

HAMMAMI, M.; RUHASHYANKIKO, J. F.; YEHOUE, E. *Determinants of public-private partnerships in infrastructure*. IMF Institute, 2006 (Working paper).

HULL, J. *Options, futures and other derivatives.* 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

IRWIN, T. *Public money for private infrastructure*: deciding when to offer guarantees, output-based subsidies, and other fiscal support. Washington, D.C.: World Bank, July 2003 (Working paper, n. 10).

_____. *Public risk in private infrastructure*. World Bank, 2005. Mimeo.

KIKERI, S.; BURMAN, A. Privatization trends. *Public Policy for the Private Sector*, note n. 314. The World Bank Group, Feb. 2007.

LEWIS, C.; MODY, A. Risk management systems infrastructure liabilities. In: IRWIN, T.; KLEIN, M.; PERRY, G. E.; THOBANI, M. (Eds.). *Dealing with public risk in private infrastructure.* Latin American and Caribbean Studies, Washington, D.C.: World Bank, 1998.

NG, F. G.; BJÖRNSSON, H. C. Using real option and decision analysis to evaluate investments in the architecture: construction and engineering industry. *Construction Management and Economics,* n. 22, p. 471-482, June 2004.

PERSAD, K.; BANSAL, S.; MAZUMDAR, D.; BOMBA, M.; MACHEMEHL, R. *Trans Texas corridor right of way royalty payment feasibility*. Report by Center for transportion Research. The University of Texas at Austin, 2003.

ROSE, S. Valuation of interacting real options in a toll road infrastructure project. *The Quarterly Review of Economics and Finance,* v. 38, Special Issue, p. 711-723, 1998.

RUSTER, J. A retrospective on the Mexican toll road program (1989-1994). *Public Policy Journal*, n. 125, 1997.

SUMMERHILL, W. Market intervention in a backward economy: railway subsidy in Brazil, 1854-1913. *The Economic History Review*, v. 51, n. 3, p. 542-568, 1998.

_____. *Order against progress government, foreign investment, and railroads in Brazil*, *1854-1913*. Stanford University Press, 2003.

WORLD BANK. *Asian toll road development program*: review of recent toll road experience in selected countries and preliminary tool kit for toll road development. 1999.

(Originais recebidos em agosto de 2007. Revistos em outubro de 2007.)

ANEXO

Premissas:
Alíquota imposto sobre faturamento = 14,03%
Alíquota imposto renda = 34,0%
Valor do pedágio = R$ 7,60
Dias operacionais = 365
Custo de capital próprio = 16%
rf = 7%

Tributos sobre as receitas:

- PIS	0,65%
- Cofins	7%
- ISS	5%
- CPMF	0,38%
- ANTT	1%
- Total	14,03%

Tráfego	96.205	116.680	132.246	145.411	157.071	167.644	177.359	186.388	194.860	197.593	200.399	203.280	206.250
						Fluxo de caixa para o acionista (R$ 1.000,00)							
Ano da concessão	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Ano calendário	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Investimentos:													
Investimento inicial	(283.534)	(268.580)	(414.634)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Financiamento BNDES	170.120	161.148	248.780										
Investimento líquido	(113.414)	(107.432)	(165.854)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VP do invest. líquido	(358.680)												
Receita de pedágio		0	149.661	403.371	435.714	465.044	491.992	517.041	540.541	548.124	555.905	563.900	572.138
Imposto sobre pedágio		0	(20.997)	(56.593)	(61.131)	(65.246)	(69.027)	(72.541)	(75.838)	(76.902)	(77.994)	(79.115)	(80.271)
Receita líquida		0	128.664	346.778	374.583	399.798	422.966	444.500	464.703	471.222	477.912	484.784	491.867
Custos operacionais		30.476	32.725	35.578	60.367	62.864	65.374	65.082	64.770	64.440	64.094	63.732	63.365
Juros		15.311	29.814	52.204	52.204	48.724	45.244	41.764	38.283	34.803	31.323	27.842	24.362
Depreciação		11.341	23.005	41.539	42.382	42.550	47.267	53.499	60.016	66.417	71.107	75.926	81.555
Total custos		57.129	85.544	129.321	154.953	154.139	157.885	160.344	163.068	165.660	166.524	167.501	169.282
Lair		(57.129)	43.120	217.456	219.631	245.660	265.081	284.156	301.635	305.562	311.388	317.284	322.585
IR		0	(14.661)	(73.935)	(74.674)	(83.524)	(90.128)	(96.613)	(102.556)	(103.891)	(105.872)	(107.876)	(109.679)
Lucro líquido		(57.129)	28.459	143.521	144.956	162.136	174.954	187.543	199.079	201.671	205.516	209.407	212.906
+ Depreciação		11.341	23.005	41.539	42.382	42.550	47.267	53.499	60.016	66.417	71.107	75.926	81.555
– Amortizações		0	0	0	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)
– Manutenção		0	0	0	0	(68.980)	(74.782)	(81.072)	(184.011)	(136.348)	(147.817)	(160.250)	(173.729)
– Melhorias		0	0	0	(490)	(781)	(4.167)	(1.072)	(4.231)	(1.542)	(490)	(3.988)	(762)
FCLA	(358.680)	(45.787)	51.464	185.061	148.179	96.255	104.602	120.228	32.183	91.527	89.647	82.426	81.301
Taxa desconto projeto = 16%			TIR = 21,9%			TIRM = 17,3%							
VP_0 = 498.531			Investim = (358.680)			VPL_0 = 139.850							

(continua)

(continuação)

Tráfego	209.302	212.458	215.695	219.052	222.513	226.090	229.780	233.615	237.577	241.685	245.943	250.363	254.932
	Fluxo de caixa para o acionista (R$ 1.000,00)												
Ano da concessão	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
Ano calendário	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032
Investimentos:													
Investimento inicial	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Financiamento BNDES													
Investimento líquido	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VP do invest. líquido													
Receita de pedágio	580.604	589.357	598.338	607.650	617.252	627.173	637.409	648.047	659.037	670.434	682.246	694.507	707.182
Imposto sobre pedágio	(81.459)	(82.687)	(83.947)	(85.253)	(86.600)	(87.992)	(89.429)	(90.921)	(92.463)	(94.062)	(95.719)	(97.439)	(99.218)
Receita líquida	499.146	506.671	514.391	522.397	530.651	539.181	547.981	557.126	566.575	576.373	586.527	597.067	607.964
Custos operacionais	62.992	62.614	62.230	61.841	61.445	61.043	60.634	60.219	59.797	59.368	58.932	58.488	66.683
Juros	20.882	17.401	13.921	10.441	6.961	3.480	0	0	0	0	0	0	0
Depreciação	87.208	95.175	97.420	100.242	103.963	107.837	112.953	118.399	139.562	171.863	216.249	292.211	292.939
Total custos	171.083	175.191	173.572	172.524	172.369	172.360	173.587	178.618	199.359	231.231	275.181	350.699	359.622
Lair	328.063	331.480	340.819	349.873	358.283	366.821	374.394	378.509	367.216	345.142	311.346	246.369	248.342
IR	(111.541)	(112.703)	(115.878)	(118.957)	(121.816)	(124.719)	(127.294)	(128.693)	(124.853)	(117.348)	(105.858)	(83.765)	(84.436)
Lucro líquido	216.522	218.776	224.941	230.916	236.467	242.102	247.100	249.816	242.362	227.794	205.488	162.603	163.906
+ Depreciação	87.208	95.175	97.420	100.242	103.963	107.837	112.953	118.399	139.562	171.863	216.249	292.211	292.939
– Amortizações	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	(38.670)	0	0	0	0	0	0	0
– Manutenção	(188.342)	(48.135)	(52.183)	(92.117)	(99.865)	(108.265)	(117.371)	(498.776)	(540.730)	(586.212)	(635.519)	(688.974)	(746.925)
– Melhorias	(5.501)	0	(1.344)	(3.895)	(781)	(4.992)	(1.072)	0	(4.948)	(490)	(4.813)	(762)	(490)
FCLA	71.218	227.147	230.163	196.476	201.114	198.012	241.609	(130.562)	(163.753)	(187.045)	(218.594)	(234.921)	(290.570)

MIGRAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DE RENDA NO BRASIL*

Cézar Santos**
Pedro Cavalcanti Ferreira***

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da migração interestadual sobre a distribuição de renda regional brasileira. Inicialmente, estima-se uma regressão minceriana para o logaritmo do salário contra diversas variáveis de controle mais uma *dummy* de migração, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Em seguida, são construídos contrafactuais em que não há migração entre os estados brasileiros. A partir dessa análise contrafactual, observa-se que a migração provoca um aumento das rendas médias dos estados (com exceção de São Paulo e Espírito Santo) e da renda média do país. A renda média dos estados do Nordeste como proporção da dos estados do Sudeste aumenta. Com isso, observamos uma diminuição da dispersão de renda regional.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da migração interestadual sobre a distribuição regional de renda no Brasil. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em 2003, 38,28% da população brasileira era migrante.[1] Dado esse intenso fluxo migratório no Brasil, é fundamental saber que efeitos sobre a desigualdade de renda dos estados essa migração provoca.

Há evidência de que os migrantes brasileiros são positivamente selecionados, isto é, têm, em média, melhores características não-observáveis que os não-migrantes. O trabalho de Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005) mostra, usando dados da Pnad de 1999, que, numa regressão minceriana para o logaritmo do salário contra diversos controles, uma variável *dummy* indicando se o indivíduo é migrante ou não possui coeficiente positivo e significativo. Ou seja, se após todos os controles usados, essa variável ainda possui um coeficiente positivo e significativo, essa *dummy* de migração está captando o efeito das características não-observáveis e os migrantes são, portanto, positivamente selecionados.

Silva e Silveira Neto (2005) refazem o exercício de Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005) para um período maior de tempo: entre 1993 e 2003. Esses autores também encontram seleção positiva, mas o coeficiente da *dummy* de

* Os autores agradecem os comentários de Samuel de Abreu Pessôa, Naércio Aquino Menezes-Filho, Enestor dos Santos Júnior, Marcelo Neri e Tatiana Bruce da Silva, além dos participantes do seminário do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (Pimes/UFPE). Os erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores. Ferreira gostaria de agradecer o financiamento do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e do Programa de Apoio a Núcleos de Excelência (Pronex).

** Doutorando da University of Pennsylvania.

*** Professor da EPGE/FGV.

1. Por migrante, entenda-se um indivíduo que reside em um estado diferente do que nasceu.

migrante é menor que o de Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005). Além disso, Silva e Silveira Neto (2005) mostram que essa seleção positiva diminuiu ao longo do decênio que eles analisam.

O fato de os migrantes serem positivamente selecionados, aliado ao grande fluxo migratório observado no Brasil, pode acabar afetando a distribuição de renda interestadual em favor dos estados que recebem esses trabalhadores mais qualificados. Como os migrantes brasileiros, em sua maioria, partem da região mais pobre (Nordeste) para a mais rica (Sudeste), a migração de indivíduos positivamente selecionados tenderia a aumentar a desigualdade regional. Essa é a conjectura do artigo de Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005).

Por outro lado, o modelo neoclássico de crescimento prediz que o fator trabalho migra para onde sua remuneração é maior. Essa migração, por sua vez, provoca um aumento da produtividade do trabalho na região expulsora (devido à maior escassez do fator trabalho) e uma diminuição na região receptora (devido à maior abundância do fator trabalho). Com isso, o modelo neoclássico prediz que migração provoca convergência de renda entre as regiões.

Alguns trabalhos recentes da literatura nacional tentaram estabelecer uma correlação entre migração e convergência de renda. Cançado (1999) estima regressões de convergência e inclui uma variável para migração, mas não encontra impactos estatisticamente significativos. Menezes e Ferreira-Júnior (2003) também estimam regressões de convergência usando dados da Pnad para vários anos e incluem uma variável para a taxa líquida de migração dos estados. Esses autores encontram uma relação positiva entre migração e convergência de renda, mas esta se mostra muito pouco robusta a mudanças de especificação. De fato, essa relação só é encontrada em apenas uma das três regressões fornecidas pelos autores.

Este trabalho usa uma metodologia nova (baseada numa análise contrafactual[2]) para estabelecer uma relação entre migração e convergência de renda entre estados brasileiros. Com isto queremos testar qual canal é preponderante, isto é, se o efeito da migração dos indivíduos com produtividade maior – o que causaria divergência de renda *per capita* – domina, ou se o efeito de aumento da oferta de trabalho nas regiões mais ricas (e escassez nas mais pobres) é mais forte. Como se discute nas seções posteriores, os dados apontam para uma diminuição da dispersão de renda entre os estados provocada pela migração (σ-convergência).

O trabalho é formado por mais cinco seções além desta introdução. A seção 2 discute os dados que são utilizados ao longo deste trabalho e apresenta alguns fatos estilizados sobre desigualdade regional de renda e migração no Brasil. A

2. Para uma metodologia semelhante usada na análise do impacto da educação sobre a desigualdade regional no Brasil, ver Duarte, Ferreira e Salvato (2004).

seção 3 estima uma regressão minceriana para o logaritmo do salário usando microdados da Pnad. A quarta seção constrói o contrafactual e compara as distribuições de renda no Brasil e em seus estados, com e sem migração. A quinta seção traz alguns novos exercícios de robustez e, finalmente, a seção 6 conclui o trabalho.

2 DADOS E FATOS ESTILIZADOS

Os dados para todos os exercícios aqui realizados são provenientes da Pnad de 2003, a mais recente quando do início deste trabalho.

A amostra original da Pnad era de 384.834 indivíduos. Contudo, algumas exclusões tiveram de ser feitas.[3] Dado o objetivo do estudo, foram excluídos aqueles que não responderam à questão sobre migração. Também foram excluídos os não nascidos no Brasil, já que o trabalho se preocupa com a migração interestadual.

Nem todos aqueles que migram são os que tomam a decisão de migrar. Uma criança, por exemplo, pode ser migrante porque seu pai decidiu migrar. Como uma tentativa de se observar apenas os indivíduos que escolhem migrar, foram excluídos aqueles que têm menos de 20 ou mais de 70 anos.

Como a variável de interesse é a renda dos indivíduos, foram excluídos aqueles cuja renda é nula ou ignorada.[4] Foram excluídos, ainda, aquelas pessoas que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Tocantins. Essa exclusão se deve ao fato de que, nessa região, a Pnad só entrevista pessoas na zona urbana, o que poderia viesar os resultados. Após essas exclusões, a amostra utilizada ao longo deste trabalho continha 66.381 observações.

Como é sabido, o Brasil apresenta sérios problemas em termos de desigualdade regional de renda.[5] O gráfico 1 mostra o coeficiente de variação do PIB *per capita* dos estados brasileiros (excluindo os da região Norte com exceção do Tocantins).[6] Também é reportado o coeficiente de variação excluindo o Distrito Federal.[7] Pode-se notar que, além de uma alta dispersão, a desigualdade regional manteve-se praticamente constante ao longo dos últimos 20 anos.

3. Essas são as mesmas exclusões feitas por Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005).

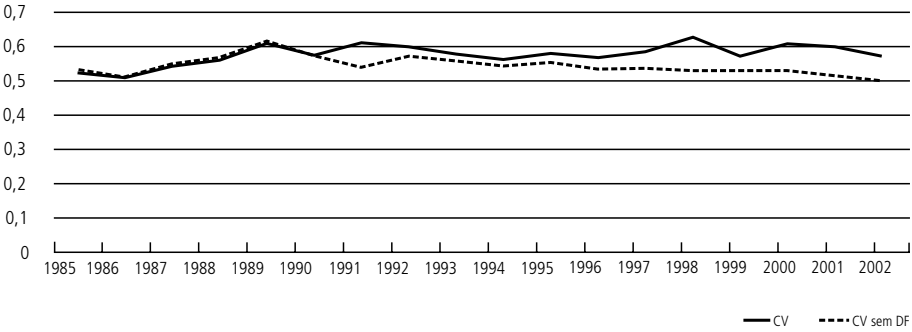
4. Essa exclusão poderia viesar os resultados, pois os migrantes empregados poderiam ter renda mais alta que os não-migrantes, mas uma taxa de desemprego maior. Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005), contudo, mostram que os resultados com essa exclusão são muito similares aos obtidos se essas observações forem mantidas.

5. Há vários estudos preocupados com essa grande desigualdade. Ver, por exemplo, Ferreira (2000), Ferreira e Ellery Júnior (1996) e Azzoni (1994).

6. Os estados da região Norte foram excluídos porque também não entram na análise contrafactual a seguir.

7. É interessante olhar o resultado sem o Distrito Federal, pois, nos exercícios contrafactuais, o mesmo é excluído.

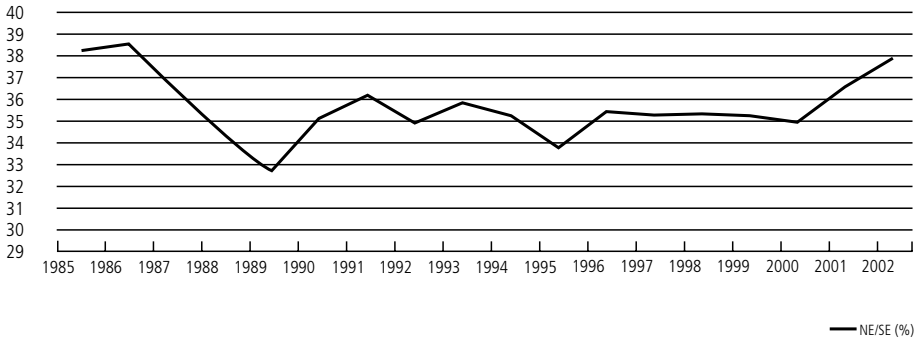
GRÁFICO 1
Coeficiente de variação do PIB *per capita* dos estados brasileiros



O gráfico 2 mostra o PIB *per capita* médio dos estados da região Nordeste como percentagem do PIB *per capita* médio dos estados da região Sudeste. Esse dado é ilustrativo, já que se trata de uma comparação entre a região mais pobre (Nordeste) e a mais rica (Sudeste). É interessante notar que, nos últimos 20 anos, o Nordeste teve um produto *per capita* correspondente a apenas 1/3 do produto da região Sudeste. Além disso, essa grande desigualdade permaneceu praticamente inalterada durante o período.

No que concerne à migração interestadual no Brasil, o gráfico 3 traz os estados com maior índice de emigração.[8] Pode-se notar que, segundo nossa amostra, aproximadamente 2/3 (65,85%) dos indivíduos nascidos no Piauí emigraram desse estado.[9] Os outros estados com maior taxa de emigração são: Alagoas (62,09%),

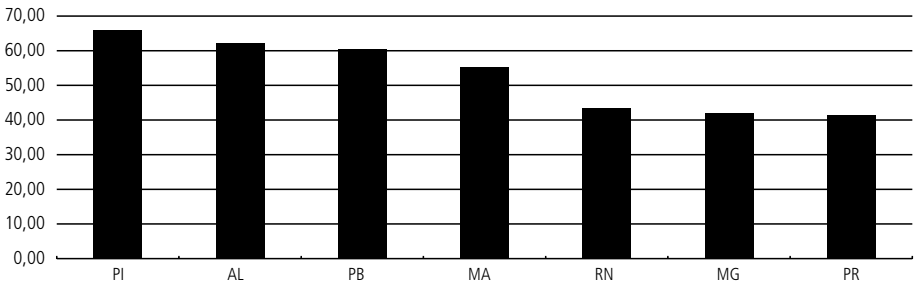
GRÁFICO 2
PIB *per capita* médio dos estados do Nordeste sobre os do Sudeste



8. Não foi incluído o Distrito Federal nesse e no próximo gráfico, pois, na amostra utilizada, todos os indivíduos nascidos nessa unidade da federação (UF) migraram. Da mesma forma, o Distrito Federal foi excluído de todos os exercícios das seções seguintes.

9. Vale lembrar que para chegar à amostra utilizada, algumas exclusões (por exemplo, crianças, adolescentes e idosos) foram feitas, como vimos na seção anterior. Isto explica números aparentemente altos de emigrantes em alguns estados.

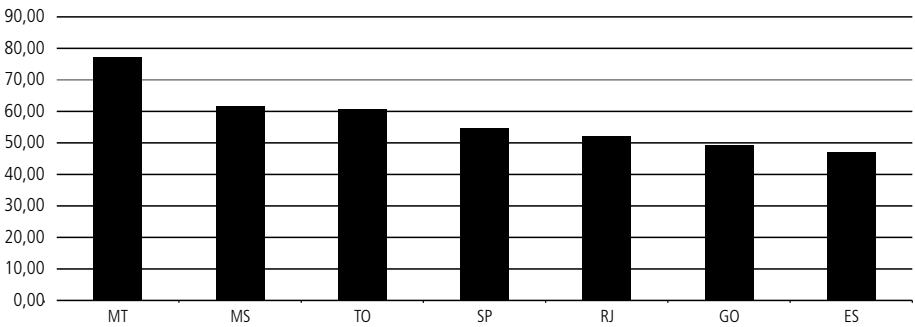
GRÁFICO 3
Taxa de emigração para estados selecionados



Paraíba (60,32%), Maranhão (55,16%), Rio Grande do Norte (43,38%), Minas Gerais (42,03%) e Paraná (41,44%).

O gráfico 4, por sua vez, traz os estados com maior taxa de imigração. Segundo a nossa amostra, o Mato Grosso apresenta a maior taxa (77,31%), seguido por Mato Grosso do Sul (61,77%), Tocantins (60,83%), São Paulo (54,74%), Rio de Janeiro (52,09%), Goiás (49,29%) e Espírito Santo (46,99%).

GRÁFICO 4
Taxa de imigração para estados selecionados



3 ANÁLISE ECONOMÉTRICA

O primeiro passo para estimar o impacto da migração na desigualdade regional será refazer o principal exercício de Dos Santos Junior, Ferreira e Menezes-Filho (2005), atualizando-o para 2003, já que esses autores usam a Pnad de 1999. O exercício consiste em rodar uma regressão minceriana (Mincer, 1974) para o log do salário contra uma variável *dummy* – que assume o valor 1 se o indivíduo é migrante e 0, se o indivíduo é não-migrante – além de uma série de controles. Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005) argumentam que, se após todos os

controles, a variável migrante for positiva e significativa, os migrantes são positivamente selecionados. Isto é, os migrantes possuem melhores características não-observáveis (empreendedorismo, motivação etc.).

Assim, o modelo a ser estimado é o seguinte:

$$\ln y_i = \alpha + X_i\beta + \gamma M_i + \sum_j \delta_j M_i UF_{origem_{ij}} + \eta_i$$

em que y_i é o salário do indivíduo i; X_i é uma matriz com controles; M_i é a *dummy* indicando se o indivíduo é migrante ou não; $UF_{origem_{ij}}$ é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo i nasceu no estado j ; e η_i é o termo de erro.

Para o salário do indivíduo, foi usada a variável rendimento de todos os trabalhos, disponível na Pnad. Como o custo de vida é diferente entre as regiões, esse salário foi corrigido pelo Índice de Custo de Vida (ICV).[10] Como controles, foram usadas variáveis que podem afetar o salário de um indivíduo: anos de estudo, idade, idade ao quadrado, posição na ocupação (com ou sem carteira, conta-própria, funcionário público ou empregador), zona de residência (urbana ou rural), cor/etnia (branca, indígena, amarela, parda ou preta), sexo, ramo de atividade (comércio e serviços, agrícola, indústria, social ou administração pública), sindicalizado ou não e estado de residência.[11]

Os resultados da estimação do modelo exposto são reportados na tabela 1. Como se pode ver nessa tabela, o coeficiente da *dummy* de migrante é positivo e significativo, indicando a existência de seleção positiva dos migrantes, confirmando resultados em Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005) e em Silva e Silveira Neto (2005). Segundo a estimativa apresentada na tabela 1, um migrante recebe 13,7% a mais que um não-migrante com as mesmas características.

A variável de interação entre migração e estado de origem representa quanto um migrante nascido no estado j ganha a mais ou a menos em relação a um migrante nascido em São Paulo. Por exemplo, um migrante que nasceu na Bahia ganha, em média, 10% menos que um migrante nascido em São Paulo. Pode-se notar que os migrantes oriundos da maioria dos estados têm um prêmio de salário positivo (soma das variáveis migrante e migrante*UF_{origem}); as exceções são Tocantins, Maranhão e Piauí.

10. Sobre o ICV, ver Azzoni e Menezes (2000).

11. Na escolha dessas variáveis seguimos uma vasta literatura, como, por exemplo, Barros e Mendonça (1995), Barros, Corseuil e Mendonça (1999), Barros, Corseuil e Leite (2000) e Leme e Wajnman (2000), dentre muitos.

TABELA 1
Regressão minceriana
(Variável dependente: ln(salário))

Variável	Coeficiente	Erro-padrão[a]	Valor-p
Anos de estudo	0,0932309	0,0008193	0,000
Idade	0,0568373	0,0016043	0,000
Idade^2	–0,0005336	0,0000198	0,000
Sem carteira	–0,1438428	0,0069015	0,000
Funcionário público	0,1512180	0,0122745	0,000
Conta-própria	–0,0857861	0,007922	0,000
Empregador	0,6102656	0,0160095	0,000
Agrícola	–0,188169	0,0125691	0,000
Indústria	0,0085813	0,0068531	0,211
Social	0,1566822	0,009613	0,000
Administração pública	0,2960255	0,0141518	0,000
Zona rural	–0,1077743	0,011203	0,000
Indígena	–0,1332102	0,0562097	0,018
Preta	–0,1503193	0,0112336	0,000
Amarela	0,1500213	0,0434542	0,001
Parda	–0,1283781	0,0063148	0,000
Feminino	–0,3308938	0,0061399	0,000
Sindicalizado	0,1924203	0,0074243	0,000
TO	0,0491214	0,02097	0,019
MA	–0,162833	0,0227283	0,000
PI	–0,4080461	0,0334669	0,000
CE	–0,1487525	0,0145092	0,000
RN	–0,2503046	0,0237018	0,000
PB	–0,2468323	0,0242507	0,000
PE	–0,2255336	0,0145305	0,000
AL	–0,2744671	0,0300786	0,000

(continua)

(continuação)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão[a]	Valor-p
SE	–0,1176121	0,0235499	0,000
BA	–0,0853174	0,0131805	0,000
MG	–0,002911	0,0113535	0,798
ES	0,0160562	0,0184277	0,384
RJ	–0,0386758	0,0142803	0,007
PR	0,0126691	0,0124164	0,308
SC	0,1023001	0,0163043	0,000
RS	0,0531698	0,0114973	0,000
MS	–0,0262965	0,017816	0,140
MT	0,1451234	0,0156479	0,000
GO	0,0407193	0,0126035	0,001
DF	0,1494899	0,0163276	0,000
Migrante	0,1376842	0,0144564	0,000
Migrante*TO_{origem}	–0,2168142	0,0373119	0,000
Migrante*MA_{origem}	–0,1421932	0,0250052	0,000
Migrante*PI_{origem}	–0,168112	0,0265183	0,000
Migrante*CE_{origem}	–0,0993692	0,024206	0,000
Migrante*RN_{origem}	–0,1211598	0,0329236	0,000
Migrante*PB_{origem}	–0,1329064	0,0249556	0,000
Migrante*PE_{origem}	–0,1157438	0,0223347	0,000
Migrante*AL_{origem}	–0,1248829	0,0287824	0,000
Migrante*SE_{origem}	–0,0971967	0,040477	0,016
Migrante*BA_{origem}	–0,1292749	0,0192366	0,000
Migrante*MG_{origem}	–0,1002064	0,018562	0,000
Migrante*ES_{origem}	–0,0912371	0,0414964	0,028
Migrante*RJ_{origem}	–0,0030286	0,0295828	0,918
Migrante*PR_{origem}	–0,1085545	0,0196845	0,000
Migrante*SC_{origem}	–0,0125284	0,0296818	0,673

(continua)

(continuação)

Variável	Coeficiente	Erro-padrão[a]	Valor-p
Migrante*RS_{origem}	0,0436192	0,0288013	0,130
Migrante*MS_{origem}	–0,0741393	0,0407456	0,069
Migrante*MT_{origem}	–0,0546094	0,0503161	0,278
Migrante*GO_{origem}	–0,0699537	0,0264679	0,008
Migrante*DF_{origem}	–0,0746254	0,0499616	0,135
constante	0,7170521	0,0330166	0,000
R^2 = 0,4541		n = 66381	

[a] Erro-padrão robusto a heterocedasticidade (White).

Note-se que os outros coeficientes também estão de acordo com outros resultados da literatura de economia do trabalho: um ano a mais de estudo traz um prêmio de salário de 9,3%; os rendimentos advindos da experiência (idade) são positivos, mas têm rendimentos decrescentes (idade ao quadrado); indivíduos da zona rural ganham menos que os da zona urbana; mulheres ganham menos que homens; brancos ganham mais que negros, índios ou pardos; e um trabalhador sindicalizado ganha mais que um não-sindicalizado.

Na próxima seção, os resultados da tabela 1 são usados para construir a análise contrafactual.

4 ANÁLISE CONTRAFACTUAL

Nesta seção, desenvolve-se uma análise contrafactual com o objetivo de determinar o efeito da migração sobre a distribuição regional de renda no Brasil. Isso é feito construindo "novos estados" a partir da informação sobre estado de nascimento contida na Pnad. Por exemplo, o "novo" Pernambuco é povoado apenas pelos indivíduos nascidos em Pernambuco. Isto é, da população original, colocam-se os migrantes pernambucanos que viviam em outros estados e retiram-se os migrantes de outros estados que viviam em Pernambuco.

Antes de proceder para essa análise contrafactual, podemos fazer um exercício mais simples a fim de estipular o peso dos migrantes na determinação da renda média dos estados brasileiros. A tabela 2 mostra a renda média dos estados (por hora de trabalho) excluindo-se os migrantes (na segunda coluna) e com a amostra original que inclui os migrantes (primeira coluna). Note-se, primeiro, que a renda média da maioria dos estados aumenta com os migrantes. Em dois estados que atraem migrantes – Tocantins e Mato Grosso – a diferença ultrapassa 30%. Note-se também, como se poderia esperar, que a renda média do Brasil diminui quando

TABELA 2
Média de renda (excluindo migrantes)

Estado	Com migrantes	Sem migrantes
TO	21,50	16,44
MA	14,63	14,27
PI	13,89	13,32
CE	17,13	15,88
RN	16,11	13,60
PB	16,40	14,54
PE	17,11	15,18
AL	15,46	12,50
SE	17,41	15,79
BA	20,52	18,54
MG	22,15	21,22
ES	21,22	22,30
RJ	25,08	24,82
SP	23,85	28,65
PR	24,67	20,97
SC	28,10	25,36
RS	27,15	26,42
MS	21,83	18,84
MT	24,28	18,37
GO	20,72	20,10
DF	38,14	n.d.[a]
Brasil	22,94	21,14

Fonte: Pnad de 2003.

Obs.: Em R$ por hora de trabalho (corrigido pelo ICV).

[a] n.d. = não-disponível. Na amostra usada neste trabalho, não há observações para indivíduos, ao mesmo tempo, nascidos e residentes no Distrito Federal.

excluímos os migrantes. Ou seja, como visto anteriormente, os migrantes ganham mais que os não-migrantes. As exceções neste quadro são Espírito Santo e São Paulo, que apresentam aumento da renda média quando excluímos os migrantes da amostra.

A tabela 3 fornece o coeficiente de variação, o índice de Gini e o índice de Theil para a dispersão da renda média entre os estados. Pode-se notar que a dispersão de renda diminui quando excluímos os migrantes. Isto é, a migração parece contribuir para a diminuição da desigualdade regional de renda. Para se obter mais evidências sobre essa melhora da desigualdade, procedemos ao exercício contrafactual.

A Pnad fornece o salário de todos os indivíduos em seus estados de residência. Contudo, ao deslocar um migrante para o seu estado de origem, ele provavelmente não ganhará o mesmo salário. Por isso, é preciso imputar o salário dos migrantes que retornam a seus estados de origem. Isso pode ser feito usando a estimação da seção anterior, já que há informação para todas as características observáveis de cada indivíduo disponível na Pnad. Para as não-observáveis, é utilizado o coeficiente da variável migrante e das variáveis de interação entre migrante e estado de origem.

Ao imputar o salário dos migrantes que retornam aos seus estados de origem, algumas hipóteses tiveram de ser feitas. Foi assumido que os migrantes, no seu estado de origem, trabalhavam no mesmo ramo de atividade, tinham a mesma posição na ocupação (com ou sem carteira etc.), moravam na mesma zona de residência que na região de destino e possuíam a mesma situação sindical.

Note-se que está sendo feita a hipótese de que a estrutura salarial dos diferentes estados não muda com o refluxo dos migrantes para seus estados de origem. Isto é, com essa volta, deve haver uma diminuição da produtividade marginal do trabalho nessa região e o salário deve cair. Com isso, o salário médio calculado no contrafactual pode ser sobrestimado (para aquelas regiões com altos índices de emigração). Sabemos, contudo, que a migração ocorre principalmente do Nordeste para o Sudeste, isto é, da região mais pobre para a mais rica. Ou seja, essa hipótese torna mais difícil de se encontrar convergência de renda provocada pela migração.

Foram estimadas as funções densidade de salário para cada estado e para o Brasil com e sem migração.[12] A tabela 4 reporta o resultado do teste Kolmogorov-Smirnov, que testa a hipótese nula de que as duas distribuições (com e sem migração)

TABELA 3
Dispersão da renda entre estados (sem migrantes)

	Sem migrantes	Amostra completa
Índice de Gini	0,232	0,210
Coeficiente de variação	0,252	0,208
Índice de Theil	0,029	0,021

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados da Pnad de 2003.

12. Sempre que o texto se refere a salário, trata-se do salário de todos os trabalhos corrigido pelo ICV.

TABELA 4
Teste Kolmogorov-Smirnov

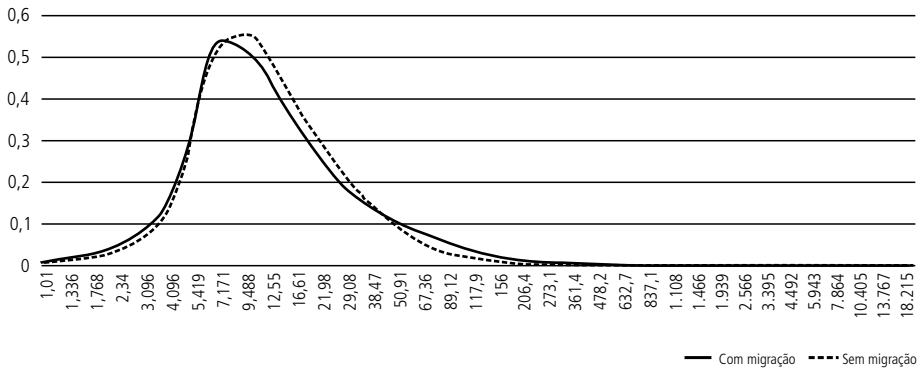
Estado	Estatística-D	Valor-p
TO	0,158	0,000
MA	0,096	0,000
PI	0,104	0,000
CE	0,054	0,098
RN	0,098	0,000
PB	0,112	0,000
PE	0,092	0,000
AL	0,145	0,000
SE	0,084	0,001
BA	0,118	0,000
MG	0,069	0,015
ES	0,069	0,015
RJ	0,078	0,004
SP	0,069	0,015
PR	0,111	0,000
SC	0,171	0,000
RS	0,048	0,184
MS	0,102	0,000
MT	0,246	0,000
GO	0,092	0,000
DF	0,351	0,000
Brasil	0,104	0,000

são iguais. Note-se que, com exceção do Rio Grande do Sul, a hipótese nula de que as distribuições são iguais é rejeitada a 5% em todos os estados.

O gráfico 5 mostra as densidades de salários (com e sem migração) para o Brasil como um todo.[13] Como reportado na tabela 4, o teste de Kolmogorov-Smirnov rejeita a hipótese nula de que essas duas distribuições são iguais a um nível de

13. O eixo horizontal do gráfico 5 está em escala logarítmica.

GRÁFICO 5
Distribuição de renda para o Brasil



significância de 5%. Note-se que a distribuição com migração possui caudas mais grossas, indicando uma dispersão de renda maior.

Na tabela 5, são reportadas as médias de renda para cada estado e para o Brasil com e sem migração, baseadas no contrafactual. Note-se que, ao retirarmos os migrantes (e devolvê-los aos estados de origem), as rendas médias dos estados caem em relação ao observado (as únicas exceções são os dois estados mais ricos, Rio de Janeiro e São Paulo). Logo, a migração aumenta a renda média de praticamente todos os estados: a mediana da renda dos estados se eleva em 13%, ao mesmo tempo em que a renda de São Paulo cai em 11%. Novamente os estados de Tocantins e Mato Grosso são os que mais ganham renda, 32% e 39%, respectivamente. Note-se, ainda, que a renda média do país também aumenta.

Em relação à dispersão da renda entre estados, calculamos o índice de Gini, o coeficiente de variação e o índice de Theil para a renda dos estados na amostra original e na contrafactual. Como se pode ver na tabela 6, encontramos uma queda da desigualdade interestadual de renda, provocada pela migração, qualquer que seja o índice utilizado.

Outra forma de se analisar essa diminuição da desigualdade regional de renda é comparar a renda média (por hora de trabalho) da região mais pobre (Nordeste) com a mais rica (Sudeste). A média da renda dos estados do Nordeste no contrafactual (portanto, sem os efeitos da migração) equivalia a 61,89% da renda média dos estados da região Sudeste. Já na mostra com os dados originais, a média das rendas médias dos estados do Nordeste é 71,58% comparada à da região Sudeste. Isto é, a migração aproxima a renda do Nordeste daquela do Sudeste.

Com base nos resultados do contrafactual, podemos observar que a migração proporciona uma diminuição da dispersão de renda entre estados (σ-convergência). Isso pode ser explicado pelo aumento da renda média (por hora de trabalho) de

TABELA 5
Média de renda (contrafactual)

Estado	Amostra original	Contrafactual
TO	21,50	15,42
MA	14,63	14,32
PI	13,89	13,40
CE	17,13	15,42
RN	16,11	14,42
PB	16,40	13,98
PE	17,11	14,62
AL	15,46	12,26
SE	17,41	14,72
BA	20,52	16,36
MG	22,15	19,82
ES	21,22	20,57
RJ	25,08	25,72
SP	23,85	26,87
PR	24,67	19,34
SC	28,10	24,16
RS	27,15	26,47
MS	21,83	19,11
MT	24,28	18,33
GO	20,72	20,32
DF	38,14	19,00
Brasil	22,94	19,85

Fonte: Pnad de 2003.
Obs.: Em R$ por hora de trabalho (corrigido pelo ICV).

TABELA 6
Dispersão da renda entre estados (contrafactual)

	Contrafactual	Amostra original
Índice de Gini	0,229	0,210
Coeficiente de variação	0,251	0,208
Índice de Theil	0,028	0,021

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados da Pnad de 2003.

todos os estados e uma diminuição da renda média de alguns dos estados mais ricos (no contrafactual, sem os efeitos da migração). Esse fato mostra que o efeito da migração no sentido de convergência de renda é maior que o efeito da seleção positiva em direção a uma desigualdade maior, conforme sugerido por Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005).

As tabelas 7 e 8 comparam várias características das populações migrante e não-migrante residentes nas regiões Nordeste e Sudeste, respectivamente. Primeiro, em relação ao Nordeste (tabela 7), podemos observar que uma proporção maior da população migrante é mais educada que em relação à não-migrante. Como exemplo, podemos olhar para o grupo com mais de 12 anos de estudo: 14% da população migrante se encaixa nesse grupo, enquanto apenas 7,55% da população não-migrante tem esse nível de escolaridade. Outra característica da população migrante é que ela é composta por uma proporção maior de brancos e menor de negros. Segundo a regressão minceriana da seção anterior, essas são características que pagam maiores (branca) e menores (preta) salários, respectivamente. Isso indica que a população migrante residente no Nordeste tem melhores características observáveis (em relação a prêmios de salário) do que a não-migrante. Assim, com a inclusão desse tipo de migrante (com melhores características em relação aos não-migrantes), o salário no Nordeste tende a aumentar.

Em relação à região Sudeste (tabela 8), observamos um padrão contrário ao da população nordestina. Em geral, a população migrante possui características observáveis piores (em relação a salário). Em termos de escolaridade, por exemplo, a população não-migrante tem participação maior nos grupos com 8 a 12 anos de estudo e com mais de 12 anos, enquanto a população migrante tem proporção maior nos grupos com nível educacional menor. Outro exemplo é em relação à situação sindical. Podemos observar que a população migrante é menos sindicalizada que a não-migrante.

Diferentemente do Nordeste, portanto, ao incluirmos os migrantes residentes no Sudeste, o salário médio dessa região tende a cair. Essa migração, então, atuaria no sentido de diminuir a desigualdade regional no país. Assim, apesar de os migrantes serem, de fato, positivamente selecionados em relação a características não-observáveis, o que realmente parece influir mais decisivamente sobre a distribuição de renda são as características observáveis.

TABELA 7
Nordeste: população migrante e não-migrante

Variável	Grupo	Migrante	Não-migrante
Sexo	Masculino	38,83	39,83
	Feminino	61,17	60,17
Idade	20 a 29 anos	25,64	24,59
	30 a 39	29,34	29,6
	40 a 49	23.65 **	25.12 **
	50 a 59	15,26	14,9
	60 a 70	5,11	4,9
Cor/etnia	Indígena	0,34	0,28
	Branca	37.28 *	29.44 *
	Preta	5.48 *	8.98 *
	Amarela	0.73 *	0.30 *
	Parda	56.16 *	61.00 *
Escolaridade	Menos de 1 ano	14.97 *	18.07 *
	1 a 3	12.22 *	14.76 *
	4 a 7	20.40 *	24.56 *
	8 a 12	38.41 *	35.05 *
	12 e +	14.00 *	7.55 *
Localização	Urbana	88.28 *	86.05 *
	Rural	11.72 *	13.95 *
Posição na ocupação	Empregado com carteira	29,29	30,19
	Empregado sem carteira	24.88 *	26.85 *
	Funcionário público	8,31	7,95
	Conta-própria	31,99	31,33
	Empregador	5.53 *	3.67 *
Ramo de atividade	Agrícola	14,05	14,98
	Indústria	17.64 *	19.36 *
	Comércio e serviços	47.17 *	45.84 *
	Social	14,89	13,89
	Administração pública	6,24	5,93
Situação sindical	Sindicalizado	19,24	18,26
	Não-sindicalizado	80,76	81,74

Fonte: Pnad de 2003.

* Indica diferença estatisticamente significativa a 5% e ** a 10%.

TABELA 8
Sudeste: população migrante e não-migrante

Variável	Grupo	Migrante	Não-migrante
Sexo	Masculino	40,88	41,39
	Feminino	59,12	58,61
Idade	20 a 29 anos	22,4	23,29
	30 a 39	29.69 *	27.87 *
	40 a 49	25.96 *	27.74 *
	50 a 59	16.54 *	15.21 *
	60 a 70	4,95	4,65
Cor/etnia	Indígena	0.31 *	0.10 *
	Branca	57.17 *	61.03 *
	Preta	6.62 *	7.41 *
	Amarela	0,66	0,77
	Parda	35.25 *	30.69 *
Escolaridade	Menos de 1 ano	8.57 *	5.11 *
	1 a 3	11.99 *	9.97 *
	4 a 7	31.90 *	29.60 *
	8 a 12	37.48 *	40.63 *
	12 e +	10.06 *	14.70 *
Localização	Urbana	95.09 *	93.92 *
	Rural	4.91 *	6.08 *
Posição na ocupação	Empregado com carteira	46.04 *	43.35 *
	Empregado sem carteira	21,6	20,84
	Funcionário público	4.82 *	8.01 *
	Conta-própria	23.08 *	21.90 *
	Empregador	4.46 *	5.90 *
Ramo de atividade	Agrícola	4.77 *	7.07 *
	Indústria	28.53 *	25.95 *
	Comércio e serviços	50.73 *	46.69 *
	Social	12.62 *	15.01 *
	Administração pública	3.34 *	5.27 *
Situação sindical	Sindicalizado	16.85 *	19.22 *
	Não-sindicalizado	83.15 *	80.78 *

Fonte: Pnad de 2003.

* Indica diferença estatisticamente significativa a 5%.

5 ROBUSTEZ

Esta seção traz alguns novos exercícios para testar ainda mais a hipótese de que migração provoca convergência de renda entre estados.

5.1 Diferença das *dummies*

O primeiro exercício constrói um contrafactual usando uma metodologia um pouco diferente da usada na seção anterior. Lá, a renda do migrante que retornava para seu estado de origem foi calculada usando todas as informações dos indivíduos e todos os coeficientes estimados na regressão minceriana da seção 4. Uma outra forma de se construir o contrafactual é simplesmente levar em conta apenas a diferença entre as *dummies* de cada estado e não interferir nos outros atributos dos indivíduos. Isso porque essas *dummies* captariam apenas o efeito do descolamento de um migrante de um estado para outro. É esse o exercício levado a cabo a seguir.

A tabela 9 traz os resultados desse exercício.[14] Note-se que foi encontrada evidência de convergência de renda provocada pela migração independentemente do índice utilizado. O índice de Gini, o coeficiente de variação e o índice de Theil são menores na amostra original (com migração) do que no contrafactual (sem migração). Outra evidência de convergência é a diminuição da diferença entre a média das rendas dos estados do Nordeste em relação aos estados da região Sudeste: 57,45% para 71,58%.

Pode-se ver, então, que os resultados da tabela anterior corroboram a hipótese de que migração provoca convergência.

TABELA 9
Dispersão da renda entre estados (*dummies*)

	Contrafactual	Amostra original
Índice de Gini	0,251	0,210
Coeficiente de variação	0,293	0,208
Índice de Theil	0,039	0,021

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados da Pnad de 2003.

5.2 Dados da Pnad de 1999

Refazemos, agora, alguns exercícios da seção anterior usando dados da Pnad de 1999, mesma base de dados utilizada por Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005). Primeiro, simplesmente excluímos os migrantes da amostra e comparamos

14. Como no caso anterior, o Distrito Federal foi excluído da análise.

a desigualdade de renda interestadual com a amostra original. Os resultados estão reportados na tabela 10. Note-se que todos os índices de desigualdade diminuem quando levamos em conta o peso dos migrantes.

TABELA 10
Dispersão da renda entre estados (sem migrantes)

	Sem migrantes	Amostra completa
Índice de Gini	0,230	0,211
Coeficiente de variação	0,245	0,209
Índice de Theil	0,028	0,021

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados da Pnad de 1999.

Fazemos, agora, o mesmo exercício contrafactual da seção anterior. Criamos "novos estados" povoados apenas pelos naturais daquele estado e comparamos essa distribuição de renda com a real. Os resultados são reportados na tabela 11. Note-se que, mais uma vez, todos os índices de desigualdade diminuem quando levamos em conta os efeitos da migração. Outra indicação de convergência de renda é que, novamente, o Nordeste apresenta uma melhora relativamente ao Sudeste (do contrafactual sem migração para a distribuição real com migração): de 57,46% para 69,75%.

TABELA 11
Dispersão da renda entre estados (contrafactual)

	Contrafactual	Amostra original
Índice de Gini	0,263	0,211
Coeficiente de variação	0,310	0,209
Índice de Theil	0,045	0,021

Fonte: Cálculo dos autores a partir de dados da Pnad de 1999.

Assim, vê-se que, quer sejam usados dados da Pnad de 2003 ou de 1999, quer seja construído o contrafactual com base na regressão minceriana, usando a diferença das *dummies* ou simplesmente excluindo os migrantes da amostra, chega-se ao mesmo resultado: uma diminuição da desigualdade regional de renda provocada pela migração interestadual. Isto é, migração interestadual provoca convergência de renda entre os estados brasileiros.

6 COMENTÁRIOS FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto da migração interestadual sobre a distribuição regional de renda no Brasil. Para tanto, foi construído um contrafactual em que não é permitida a migração interestadual a partir de uma regressão minceriana para o salário.

Os resultados mostraram que a migração proporciona um aumento das rendas médias de todos os estados (com exceção de São Paulo e Espírito Santo) e do Brasil. Essas mudanças provocam uma diminuição da desigualdade regional de renda (σ-convergência). Esse efeito se contrapõe ao sugerido por Dos Santos Júnior, Ferreira e Menezes-Filho (2005). Segundo esses autores, como a migração ocorre principalmente da região mais pobre (Nordeste) para a mais rica (Sudeste) e os migrantes são positivamente selecionados, a migração poderia contribuir para uma piora da desigualdade regional de renda. Por sua vez, os resultados deste trabalho indicam que o efeito da migração no sentido de convergência de renda é maior que o da seleção positiva em direção a uma desigualdade maior. Assim, pode-se concluir que migração provoca convergência de renda.

Esse resultado de convergência encontrado pode ser explicado pela diferença entre as características observáveis da população migrante comparada às da não-migrante. Isto é, como previsto por um modelo neoclássico simples com mobilidade do fator trabalho, a migração no Brasil contribuiu para a redução das disparidades regionais de renda, já que o deslocamento de trabalhadores dos estados pobres para os ricos aumentou a renda dos primeiros em relação aos últimos.

ABSTRACT

This paper studies the effect of labor migration across Brazilian states on regional income distribution. We first estimate a Mincer regression of the logarithm of wages on several control variables and a migration dummy, using Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) data. We use the result to construct counter-factual distributions in wich there is no migration. We find that migration increases the average income of all states (but São Paulo and Espírito Santo) and of the country. The relative income of the Northeast states with respect to those in the Southeast is also raised, so that we can conclude that it decreases regional income inequality.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 22., 1994. *Anais*... Anpec, 1994. p. 185-205. p. 1.

AZZONI, C.; MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 1, 2000.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C.; LEITE, P. Mercado de trabalho e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. E.; MENDONÇA, R. *Uma análise da estrutura salarial brasileira baseada na PPV*. Ipea, dez. 1999 (Texto para discussão, n. 689).

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Ipea, jul. 1995 (Texto para discussão, n. 377).

CANÇADO, R. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, 1999.

DOS SANTOS JÚNIOR, E. R.; FERREIRA, P. C.; MENEZES-FILHO, N. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

DUARTE, A. J. M.; FERREIRA, P. C.; SALVATO, M. A. *Regional or educational disparities?* A counterfactual exercise, 2004. (Ensaios Econômicos da EPGE, n. 532).

FERREIRA, A. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, v. 32, p. 479-489, 2000.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, 1996.

IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (*Pnad*). 1999.

_____. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (*Pnad*). 2003.

LEME, M. C.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.

MENEZES, T.; FERREIRA-JÚNIOR, D. *Migração e convergência de renda*. São Paulo, 2003 (Texto para discussão, Nereus 13).

MINCER, J. *Schooling, experience, and earning.* National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press, 2003.

SILVA, T. F. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração e seleção no Brasil: evidências para o decênio 1993-2003. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 10., 2005, Fortaleza. *Anais*... Fortaleza, 2005.

(Originais recebidos em setembro de 2007. Revistos em outubro de 2007.)

EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS PÚBLICAS ESTADUAIS DE MINAS GERAIS

Victor Maia Senna Delgado*
Ana Flávia Machado**

O presente trabalho desenvolve o método semiparamétrico denominado Análise Envoltória de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA) – em dois estágios para detectar a fronteira de eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais nos níveis fundamental e médio. A primeira etapa desse processo consiste em calcular a eficiência pela DEA e a segunda em comparar os resultados de eficiência por meio de uma regressão com variáveis de condições socioeconômicas familiares, de infra-estrutura e dotação das escolas. As bases censitárias do Sistema Mineiro de Avaliação da Educação Pública (Simave), que aplica os exames de proficiência de matemática e português para 4ª e 8ª séries do fundamental e 3ª série do ensino médio, e do Sistema Informacional de Custo Aluno (Sica), além do Censo Educacional do Ministério da Educação/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (MEC/Inep) de 2003 permitiram aplicar uma das primeiras análises de eficiência por escola desenvolvida para o ensino básico do país. Os resultados encontrados sugerem que uma complementaridade dos insumos, dentro e fora da escola, possibilita o seu melhor desempenho. Escolas localizadas nas mesorregiões do estado onde há mais abundância de recursos educacionais possuem chance maior de serem mais eficientes e prestarem um ensino de melhor qualidade. Porém, existem bons exemplos de desempenho em regiões mais carentes e, em termos gerais, os resultados do produto educacional do estado podem melhorar bastante, caso se consiga um maior nível de eficiência para as escolas estaduais.

1 INTRODUÇÃO

Garantir qualidade e eficiência é uma das preocupações recentes da política educacional do país. Nas últimas décadas, o Brasil conquistou algumas melhorias nos indicadores do seu quadro educacional como o aumento da escolaridade média da população, a diminuição da evasão escolar e do trabalho infantil e uma cobertura maior do ensino fundamental, hoje bastante próximo do objetivo da universalização.

Apesar da favorável evolução dos indicadores, os exames internacionais e a confrontação no mercado de trabalho mostram que a formação do nosso estudante está aquém da prevista quando comparada com a de outros países em desenvolvimento. O impacto de uma qualidade menor implica que um ano a mais no ensino fundamental no Brasil corresponde a um tempo menor de formação nos outros países.

No âmbito dessa constatação, emergem questões referentes à eficiência da provisão de serviços em educação. A alocação de recursos faz parte de um dos

* Mestre em Economia pelo Cedeplar/UFMG.

**Professora do Cedeplar/UFMG.

desafios com o qual uma sociedade deve lidar em seu dia-a-dia. Por ser tão importante a distribuição de recursos, é preciso que seu uso se dê de forma a promover o máximo de benefício social possível. E, no caso do sistema educacional, essas restrições são reforçadas, uma vez que educação formal não é um bem qualquer.

Este artigo busca avaliar a eficiência nas escolas públicas estaduais mineiras, empregando o método não-paramétrico de Análise Envoltória de Dados – Data Envelopment Analysis (DEA). Esse método permite apontar as escolas que se desempenham melhor em termos de custo-oportunidade, identificando as que oferecem aprendizado maior aos alunos, dados os recursos disponíveis. A escolha de Minas Gerais se justifica pelo fato de o estado refletir o contexto nacional, retratando a diversidade do processo de desenvolvimento socioeconômico brasileiro.[1] Uma outra razão é a disponibilidade de base de dados. Têm-se, em caráter censitário, tanto uma base de dados de custo-aluno de escolas públicas estaduais quanto uma base de avaliação do ensino, ambas desenvolvidas pela Secretaria de Estado e Educação (SEE).

Na seção a seguir, revisam-se a literatura econômica sobre educação e o seu emprego na análise de eficiência por meio da análise envoltória. Na terceira parte, descrevem-se o método DEA-clássico e o recente método DEA-*bootstrap*. Na quarta seção, apresentam-se as três bases de dados principais empregadas: Sistema Mineiro de Avaliação da Educação Pública (Simave); Sistema Informacional de Custo Aluno (Sica) e censo escolar; e a construção das variáveis do modelo. Na quinta parte, analisam-se os resultados dos modelos de eficiência. Na última seção, tecem-se alguns comentários finais.

2 DESEMPENHO EDUCACIONAL E EFICIÊNCIA NAS ESCOLAS

A eficiência econômica pretende alcançar o produto máximo, dado determinado volume de recursos. Ou então, estabelecida uma meta para o produto, como consegui-la com um gasto mínimo. No âmbito da educação, a eficiência está associada à qualidade do ensino, uma vez que esse atributo permite às crianças, e jovens já adultos, serem mais produtivos e, quiçá, socialmente integrados. Nesse contexto, a eficiência da educação incorpora componente intergeracional ao contrário do estabelecido na definição estrita.

Na linguagem da eficiência econômica, a construção teórica importante é a função de produção ou fronteira de eficiência na educação, formulada pela primeira vez por Coleman *et al.* (1966). Com o objetivo de encontrar evidências de que o

1. Minas Gerais é reconhecido na literatura como um caso ilustrativo das desigualdades sociorregionais presentes no país (Fundação João Pinheiro, 2000; BDMG, 2002). O estado serve de exemplo para modelos de regressão ou análise de dados, sendo considerada a pesquisa em seu território como uma instrutiva e importante primeira etapa de uma posterior aplicação ao caso brasileiro. Dessa forma, a limitação geográfica do território não constituirá limitação às implicações obtidas neste trabalho.

desempenho dos alunos negros aquém do esperado era devido a uma insuficiência de insumos em suas escolas, Coleman *et al.* (1966) agrupam os dados de educação em uma função de produção para a escola:

$$y_i = f\left(x_i, z_i, d_i\right) \tag{1}$$

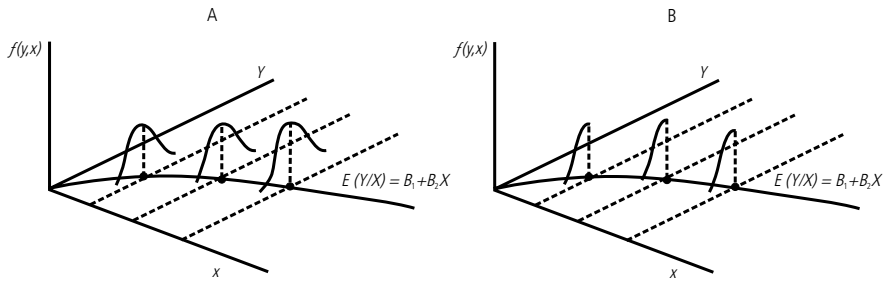
onde y_i é o rendimento dos alunos da escola i; x_i são os insumos educacionais supervisionados pela direção da escola; z_i são características individuais dos alunos e das famílias dos alunos daquela escola; e d_i são variáveis de 'dotação'.

Os resultados do relatório de Coleman e o uso criativo de uma função de produção escolar incentivaram a pesquisa sobre a questão dos insumos educacionais. Hanushek (1986) e Hanushek e Luque (2002) empregam exames de proficiência em uma amostra de escolas norte-americanas e em uma análise entre países, respectivamente, contrastando os resultados das provas com insumos do tipo professor/aluno, salários docentes ou tamanho das turmas. Em ambos os trabalhos, as conclusões são de que os insumos analisados não surtem efeitos sobre o desempenho educacional, tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento.

No entanto, usar a função de produção para medir eficiência ou ineficiência requer uma interpretação diferente sobre a teoria. Os trabalhos, até aqui mencionados, consideram a função de produção como um ajuste ideal para os pontos médios da distribuição da variável dependente. A partir da equação (1), os modelos que tomam o *y* como produto, por exemplo, pressupõem que o ajustamento correto da função passa pela média condicionada $E(Y|X)$. Ocorre, então, que o nível de produto observado pode estar tanto acima quanto abaixo da função, como se observa na figura 1A.

Implicitamente, o que os modelos postos dessa forma supõem é que, em média, as observações são eficientes, ou seja, situam-se sobre a fronteira. Para

FIGURA 1
Estimação da fronteira condicionada com erros normais e erros normais truncados



análise microeconômica de firmas ou de unidades gestoras do governo (como é o caso das escolas), é razoável supor que uma ineficiência pode permanecer por um determinado período de tempo. Porém, para se incorporar ineficiência a uma função de produção, são necessárias algumas alterações nos pressupostos estatísticos aplicados à função a ser estimada.

É possível visualizar como a função descrita na equação (1) incorpora ineficiência econômica: basta apenas acrescentar um θ_i, índice de eficiência, multiplicado à função. Como o índice de eficiência varia de 0 a 1, temos a possibilidade de incorporar ineficiência a uma função de produção. O valor de θ_i inferior à unidade indica que a observação produz aquém do que é possível.

$$y_i = \theta_i f\left(x_i, z_i, d_i\right) \tag{2}$$

A partir desse ponto, o problema passa a ser como obter a estimação da função sem considerar os pontos estimados como eficientes na média. Uma maneira paramétrica de se conseguir isso é estabelecer a distribuição dos erros como uma normal truncada de erros não-positivos, método conhecido como *fronteiras estocásticas*. O usual é decompor o erro em duas partes: a dos erros normais (v_i) e a dos erros não-negativos (u_i). Uma equação para estimação da fronteira pode ser especificada da seguinte forma:

$$\ln\left(y_i\right) = x_i\beta + v_i - u_i \tag{3}$$

onde $\ln(y_i)$ é o produto logaritmizado; x_i as variáveis para os *inputs*; v_i os erros aleatórios de acordo com uma distribuição normal; e u_i erros não-positivos especificados a partir de uma normal truncada ou de uma exponencial. A eficiência (θ_i) é obtida por meio de $\exp(-u_i)$. A evolução dos estudos em fronteiras estocásticas acompanha os trabalhos de Aigner e Chu (1968), Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Greene (1993) e a intuição pode ser acompanhada pela figura 1B já mostrada.

Outra maneira de obtenção da fronteira é a estimação não-paramétrica, que não utiliza erros aleatórios. A construção é feita por uma fronteira envoltória de dados (DEA), desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978). Os autores argumentam que a DEA pode ser um procedimento bastante útil para a análise da eficiência no setor público, uma vez que, ao gestor público, interessa a hierarquização de unidades de análise por determinado conjunto de insumos/produtos e não a análise dos determinantes dessa hierarquização. A partir de então, seguiu-se uma vasta literatura aplicada a esse setor, a começar com os próprios

autores Charnes, Cooper e Rhodes (1981), que fizeram uma das primeiras aplicações ao caso da educação.

McCarty e Yaisawarng (1993) utilizam dois modelos de medição da eficiência para escolas no distrito de New Jersey, Estados Unidos. No primeiro modelo é desenvolvido o procedimento em dois estágios, onde são identificadas variáveis sob controle das escolas: proficiência, gastos, relação professor/aluno e variáveis que não estão sob a influência da direção como as variáveis socioeconômicas para as quais a política educacional *per se*, a princípio, não tem controle. As primeiras variáveis fazem parte da medição de eficiência obtida pela DEA, as demais são regredidas em um modelo *tobit*. O segundo modelo adotado por esses autores incorpora todas as variáveis dentro da função estimada pela DEA.

Recentemente, dois trabalhos de aplicação da DEA à eficiência da educação se destacam: Wilson (2005) e Afonso e Aubyn (2005). Em comum, os dois estudos apresentam as novas incorporações do método DEA para tornar os índices de eficiência mais robustos. As aplicações utilizam dados de proficiência do Program for International Student Assessment (PISA)[2] – e variáveis não-discricionárias como *status* socioeconômico e escolaridade dos pais. Wilson incorpora todas as variáveis em uma só estimação da DEA, enquanto Afonso e Aubyn desenvolvem o método de dois estágios da maneira antiga e com as novas incorporações.

No Brasil, são poucos os estudos sobre eficiência utilizando a DEA e, ainda em menor número, os que se aplicam à educação. Porém, podem-se destacar os trabalhos de Marinho, Resende e Façanha (1997) e Façanha e Marinho (1999, 2001), aplicados às instituições do ensino superior brasileiro; de Sampaio de Sousa e Ramos (1999), trabalho que se concentra na eficiência dos gastos públicos municipais em geral; Gasparini e Ramos (2003), sobre efetividade e eficiência, por estados, no ensino médio brasileiro; e Faria e Januzzi (2006), sobre eficiência de gastos na área de educação e saúde dos municípios do Rio de Janeiro.

3 MÉTODO DE ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS (DEA)

Os modelos de medição de eficiência, utilizando a DEA, ganharam novo fôlego a partir da segunda metade da década de 1990 e, principalmente nos anos 2000, com as incorporações de Gibels *et al*. (1999), Kneip, Simar e Wilson (2003) e Simar e Wilson (1998, 2002 e 2007). No entanto, seu referencial teórico inicial surge em Debreu (1951). A partir desse marco teórico, Farrel (1957) constrói o novo método não-paramétrico de mensuração da eficiência por programação linear.

2. Exame aplicado entre os 28 países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) mais 14 países não-membros: Albânia, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Hong-Kong (China), Indonésia, Israel, Letônia, Liechtenstein, Macedônia, Peru, Rússia e Tailândia no ano 2000.

A vantagem dos modelos DEA não-paramétricos é sua flexibilidade. Tais modelos assumem poucas hipóteses sobre o comportamento das variáveis e por isso não implicam nenhuma forma funcional *a priori* para a fronteira de educação. Captam a melhor prática existente da organização produtiva e criam um referencial para as instituições analisadas. Estão bem fundamentados teoricamente, com base apenas nos axiomas mais fracos da teoria econômica, e podem aplicar mais de um produto ao mesmo tempo em uma estimação. As desvantagens dos modelos advêm também de sua não-parametricidade: a convergência é lenta. Para pequenas amostras, esse problema pode ser um fator limitador, já que os indicadores que serão obtidos poderão ser inconsistentes; também por esse motivo os modelos possuem um limite do número de variáveis a ser incluído um pouco mais estreito.

A abordagem moderna da DEA define um *conjunto de possibilidades de produção* P:

$$P = \{(x, y) \mid x \ pode \ produzir \ y\}; \ P \subset \Re^{S+M} \tag{4}$$

onde x e y fazem parte de dois conjuntos de vetores de variáveis observadas que são independentes e identicamente distribuídas (*iid*). Em nosso caso, x é o vetor de *inputs* $x_{iM} = (x_{i1}, ..., x_{iM})$, o subscrito i identifica a unidade de análise, são $i = 1, 2, ..., N$ observações e o subscrito M, o número de *inputs* diferentes, $M = 1, 2, ..., M$ *inputs*; y é o vetor de *outputs*, $y_{iS} = (y_{i1}, ..., y_{iS})$ e S identifica o número de *outputs*, $S = 1, 2,..., S$. Dessa forma, temos que P define a tecnologia educacional e a partir dessa tecnologia obtemos a função de produção estabelecida na equação (1) da seção anterior: $y = f(x_i)$, porém, aqui representada em termos vetoriais e ainda sem as *environment variables*.

O conjunto de variáveis observadas é definido como $L_N = \{(x_i, y_i, z_i, d_i)\}$ onde além de x e y, temos os vetores com as variáveis socieconômicas das famílias z_i, e o vetor das variáveis de *dotação*, d_i. De P surge um processo gerador de dados que delimita uma *fronteira de eficiência* a ser captada pela DEA ou pelo método de fronteiras estocásticas.[3] O método não-paramétrico da DEA estabelece que a fronteira será construída somente com os pontos que atingiram o máximo de produto, dado determinado nível de insumos ou com o mínimo de *inputs* para dado nível de *outputs*. Ou seja, a fronteira é delimitada pela melhor prática no esquema de

3. Na linguagem estatística, todos os dados observados na realidade possuem por trás um invisível processo gerador de dados *Data Generating Process* (DGP). Portanto, o DGP é um processo gerador de dados conhecido como a distribuição uniforme, normal, exponencial e os demais processos.

produção em voga. A construção de tal fronteira exige um método de programação linear que trabalha com o seguinte processo:

$$\theta_i = \theta_i\left(x_i, y_i \mid P\right) \equiv \max\left\{\theta_i \mid \left(x_i, \theta y_i\right) \in P, \theta_i > 0\right\} \tag{5}$$

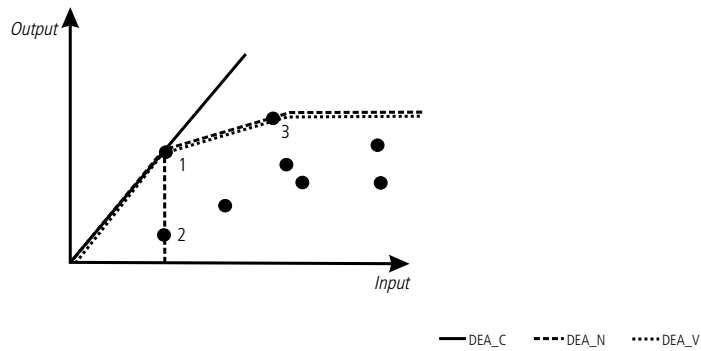
$$P\left(x_i, y_i \mid C, D\right) = \left\{\left(x_i, y_i\right) \middle| \theta_i y_i \leq \sum_{i=1}^{n} \lambda_i y_i, \right.$$
sujeito a :
$$\left. x_j \geq \sum_{i=1}^{n} \lambda_i x_i, \lambda \in \Re^n, y \in \Re^s, x_i \in \Re^m \right\} \tag{6}$$

A equação (5) revela um procedimento de maximização onde θ_i é o *índice de eficiência-Farrel*, medido de 0 a 1, sendo a unidade o indicador de eficiência máxima, situação onde a observação está sobre a fronteira. A eficiência pode recair sobre os insumos no que é chamada de *orientada para o insumo*, $\theta_i x_i$, ou sobre os produtos, *orientada para o produto*, $\theta_i y_i$, forma que foi exposta anteriormente.

A equação (6) reúne as restrições para a maximização presente em (5). Há alguns novos elementos na equação (6), pois, ao se definir a fronteira de produção é preciso estabelecer duas propriedades microeconômicas. A primeira é a de retornos constantes de escala, indicada por *C*, e a segunda é a livre disponibilidade de insumos, *D*. O λ_i é um vetor de intensidade, $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_N) \in \Re_+^N$, os λs denotam os pesos que possibilitam a construção de uma fronteira convexa, outro pressuposto microeconômico, o da possibilidade de combinação convexa de fatores.

Assim, por meio de programação linear, é possível construir as fronteiras de eficiência representadas na figura 2. Cada uma das fronteiras indicadas se assenta em um tipo de rendimentos de escala e na livre disponibilidade de insumos e convexidade de fatores. A partir de alterações na equação de restrição (6), é possível obter dois outros índices além do de rendimentos constantes (DEA-C): o índice de rendimentos não-crescentes, DEA-N, e o índice de rendimentos variáveis, DEA-V. Observa-se que o envelope da DEA-V é o mais maleável, pois envolve os dados a uma distância menor do que as outras duas medidas. Isso se refletirá no índice Farrel de eficiência que, por construção, possui média maior que a DEA-C. A literatura sobre eficiência educacional não estabelece qual retorno de escala seria mais apropriado para a fronteira de eficiência educacional. Charnes, Cooper e Rhodes (1981) empregam retornos constantes. Fare, Grosskopf e Weber (1989) e McCarty e

FIGURA 2
Construção das fronteiras de eficiência DEA



Yaisawarng (1993) empregam retornos variáveis. Wilson (2005) estabelece uma comparação entre os métodos DEA e *Free Disposal Hull* (FDH) (DEA livre de convexidade). Neste trabalho, escolheu-se a DEA-C, mas as três formas de medição são úteis para a obtenção dos rendimentos de escala das observações eficientes e são aplicadas para cada uma das séries.[4] As fronteiras estão representadas no $\Re^2$ (um produto, um insumo) por simplificação.

Os pontos representam as observações (x_i, y_i) e no caso da DEA-C, a fronteira é sempre uma reta, um plano ou hiperplano. A hipótese de retornos constantes pode ser alterada para a possibilidade de retornos não-crescentes, *N*, onde uma nova restrição $\sum \lambda_i \leq 1$ não permite expansões radiais por um escalar maior do que 1, ou alterada para a possibilidade de rendimentos variáveis de escala, *V*, obtidos por meio da adição da restrição $\sum \lambda_i = 1$. A soma dos escalares está *presa* à unidade, indicando que a fronteira é construída aos pares de pontos eficientes. Na DEA-V os pontos se reportam sempre a um segmento de fronteira ($\lambda_i + \lambda_j = 1$, onde $i \neq j$).

A fronteira DEA-V possui ao menos um ponto em comum com a fronteira DEA-C, como o ponto 1 exemplificado na figura 2. Isso indica que, quando $\theta_{iDEA\text{-}V} = \theta_{iDEA\text{-}C}$, tem-se rendimentos constantes de escala (RCE). Se não são iguais, cabe verificar duas outras possibilidades: se $\theta_{iDEA\text{-}V} = \theta_{iDEA\text{-}N}$, variável e não-crescente, o que indica rendimentos decrescentes de escala (RDE); ou se $\theta_{iDEA-V} \neq \theta_{iDEA-C} \neq \theta_{iDEA-N}$, caso onde resta apenas a possibilidade de retornos crescentes (RCC).

A construção dos índices é feita radialmente a partir da origem e em relação à fronteira. Trata-se da distância radial entre o ponto observado e a fronteira de

4. Pode-se obter os rendimentos das observações não-eficientes a partir de sua projeção na fronteira. A escala é obtida comparando-se os índices das observações com o nível de produto necessário para deixarem de ser ineficientes.

eficiência. Como observado, duas formas de construção são possíveis: a eficiência *orientada para o produto* e a *orientada para o insumo*. Sob retornos constantes de escala, as duas modalidades fornecem os mesmos resultados nos índices de eficiência, e resultados diferentes sob retornos não-crescentes ou variáveis.[5]

Neste trabalho, utilizamos o índice de eficiência medido pelo critério de Sheppard (1970) orientado pelo produto e denotado pelo δ_i. Não há muita diferença entre o *Sheppard-eficiência* e o *Farrel-eficiência*, apenas a construção: um caracteriza-se por ser a inversa do outro índice.[6]

A real técnica de produção P é observada por meio de uma realização estocástica denominada $\hat{P}$. Para se obter uma distribuição dos dados realizados em $\hat{P}$ que se aproxime do *P-real* é empregado o *bootstrap* proposto em Simar e Wilson (1998) que elimina o viés dado pelo último termo da equação (7) a seguir:

$$\hat{\delta}_i = \delta_i + \vartheta_P^{\left(n - \frac{2}{m+s+1}\right)} \tag{7}$$

O $\hat{\delta}_i$ é o índice observado, o δ_i é o índice real desconhecido. O viés dado por ϑ_P se aproxima de 0 quando $n \to \infty$ e a velocidade da convergência diminuem conforme aumenta a dimensão ($m + s$). No entanto, para se conseguir estimar o tamanho do viés, é preciso conhecer a distribuição dos índices de eficiência $\hat{\delta}_i$, resultado impossível de se obter analiticamente no caso de um conjunto multivariado onde $s + m > 2$.[7] O *bootstrap* é uma maneira de aproximar assintoticamente a distribuição dos estimadores. A partir da técnica proposta, é possível se obter uma série de estimativas mais confiáveis para os índices de eficiência, assim como construir intervalos de confiança, impossíveis de serem obtidos sem a nova técnica.

5. A rigor, o conjunto de eficientes é DEA-V $\supseteq$ DEA-N $\supseteq$ DEA-C, ou seja, não há eficiente no DEA-C que não seja no DEA-V, porém é comum a DEA-V possuir um pouco mais de observações eficientes, algo demonstrado pela figura 2. A ordem pode se alterar um pouco de acordo com a escala, porém a fronteira não se altera com o tipo de orientação. Coelli, Rao e Battese (1998) ressaltam que a escolha entre *orientação para o insumo* e *orientação para o produto* não é crucial, pois apenas mudam o valor medido em cada um dos índices ineficientes.

6. A adoção do *Sheppard-eficiência* em *orientada para o produto* baseia-se no fato de que nessa forma de medição podemos comparar o índice de eficiência a uma medida de capacidade que varia de 0% a 100%. Dessa forma, uma observação eficiente ($\delta_i = 1$) está produzindo 100% da sua capacidade presumida. Observe-se que, por ser a sua inversa, para se obter o mesmo efeito de interpretação com *orientação para o insumo*, ter-se-ia que usar a *Farrel-eficiência*.

7. Gibels *et al.* (1999) demonstram a convergência para o caso de uma função estimada no R^2.

3.1 O novo método de dois estágios

O método de dois estágios emprega duas etapas de estimação: a primeira é a mensuração não-paramétrica da DEA abordada na seção anterior; e a segunda é a estimação dos parâmetros das variáveis que podem influir nos índices de eficiência obtidos no primeiro estágio, com o uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou outra técnica.[8] A regressão mais simples dos modelos de dois estágios envolve o índice de eficiência δ_i e as variáveis do ambiente, destacadas aqui como z_i:

$$\delta_i = \beta z_i + \varepsilon_i \tag{8}$$

O βi é um vetor de parâmetros empregados para captar a influência de z_i sobre o índice estimado. Muitas variáveis externas ao controle gerencial da escola impactam em sua eficiência. É praticamente impossível incorporar todas ao modelo DEA. Em primeiro lugar, porque a presença de muitas variáveis dificultaria a convergência dos estimadores e, em segundo, porque optamos por deixar, no primeiro modelo, apenas variáveis gerenciais-pedagógicas que estão sob o controle das escolas ou das superintendências de ensino. Os ε_is são erros da regressão, onde $E(\varepsilon_i) = 0$ e $E\left(\varepsilon_i^2\right) = \sigma^2$.

Não há erros aleatórios na obtenção da DEA; sendo assim, não é difícil perceber que os índices de eficiência estão todos de alguma forma *correlacionados* entre si. Uma observação ou é eficiente, ou se reporta a, no mínimo, duas outras observações que formam a fronteira. A correlação entre os δ_is nos impede de regredir uma equação simples da forma exposta em (8), os ε_is denotariam a autocorrelação e a estimação seria menos estatisticamente eficiente. É necessária uma correção, e a pesquisa identificava esse problema: o *tobit* não se tratava de uma correção perfeita. Os avanços foram se dando até chegar na idéia de *bootstrap* da fronteira não-paramétrica.

Em síntese, a idéia da aplicação dos modelos *bootstrap* é obter maior robustez nos métodos não-paramétricos. Observar o comportamento da fronteira não apenas com a base de dados inicial, mas capturar, por meio desta, sua distribuição provável e conseguir, dessa maneira, a consistência dos estimadores (retirando-lhes o viés), os intervalos de confiança e a aplicação dos testes de hipóteses. Quando se obtém uma mesma fronteira várias vezes por *bootstrap*, retira-se a correlação existente nos δ_is, exclui-se, também, a parte aleatória do erro que pode ocasionar uma ineficiência.[9]

8. Por conta da combinação das duas técnicas, costuma-se denominar semiparamétrico o modelo em dois estágios.

9. Como se pode imaginar, dados sobre variáveis econômicas apresentam discrepância estatística (erro). Nesses casos, uma observação pode ser declarada eficiente ou ineficiente apenas pela ocorrência de tal discrepância. O uso da DEA-*bootstrap* evidencia esse problema. Dada a distribuição do DGP descrita, os estimadores de eficiência-*bootstrap* passam a ter um componente aleatório e não tão determinístico para sua distribuição.

O índice de eficiência observado, $\hat{\delta}_i$, é dado pela esperança do índice, $E\left(\hat{\delta}_i\right)$, mais um componente de erro aleatório, u_i:

$$\hat{\delta}_i = E\left(\hat{\delta}_i\right) + u_i \tag{9}$$

onde $E(u_i) = 0$, definindo que assintoticamente o estimador é consistente. Porém, com a convergência lenta a correlação de μ_i não desaparece rápido o suficiente para aproximações-padrão de inferência. Tem-se, então, que definir o viés de $\hat{\delta}_i$ dado pela diferença entre a esperança do estimador observado e o verdadeiro:

$$viés\left(\hat{\delta}_i\right) \equiv E\left(\hat{\delta}_i\right) - \delta_i \tag{10}$$

Para se descobrir o parâmetro verdadeiro, manipula-se a equação (10):

$$\delta_i = E\left(\hat{\delta}_i\right) - viés\left(\hat{\delta}_i\right) \tag{11}$$

Por (9) também tem-se que $E\left(\hat{\delta}_i\right) = \hat{\delta}_i - u_i$, que substituindo em (11) fica:

$$\delta_i = \hat{\delta}_i - viés\left(\hat{\delta}_i\right) - u_i \tag{12}$$

A parte do *viés* ($\hat{\delta}_i$) – u_i é negligível assintoticamente; relembrando (8) tem-se:

$$\delta_i = \hat{\delta}_i = \beta z_i + \varepsilon_i \tag{13}$$

Mostrando que a eficiência verdadeira pode ser estimada nos dois estágios, desde que o viés seja considerado no estimador observado $\hat{\delta}_i$. A regressão de dois estágios original (com o *tobit*) desconsiderava o *viés* ($\hat{\delta}_i$) e o erro u_i. O uso do *bootstrap* procura uma distribuição para os indicadores e estima o viés. Cada obser-

vação permanece, portanto, apenas com a parte que confere ineficiência devido ao mau uso dos fatores e não mais à atribuição de discrepância estatística.

A equação (13) é reescrita da seguinte maneira:

$$\delta_i^* = \beta z_i + \varepsilon_i \tag{14}$$

O índice de eficiência δ^* é o *Sheppard-Eficiência* obtido por *bootstrap*, cujas propriedades assintóticas foram tratadas na seção anterior. Ao utilizá-lo, elimina-se a correlação dos erros com as variáveis z_i e com δ^*, assintoticamente a convergência será mais rápida.[10] Simar e Wilson (2007, p. 41) fornecem os passos para se obter a regressão citada anteriormente na prática:

Algoritmo #1 Simar e Wilson:

[1] Usando-se os dados originais em $L_N = \{(x_i, y_i, z_i, d_i)\}$, calcule-se $\hat{\delta}_i = \hat{\delta}\left(x_i, y_i \mid \hat{P}\right),\ \forall i = 1,...,n$ usando-se a DEA.

[2] Usar o método de Máxima Verossimilhança (MV) para se obter estimações de $\hat{\beta}$ e do β-*verdadeiro*, assim como uma estimativa de $\hat{\sigma}_\varepsilon$ e do σ_ε-*verdadeiro* na regressão truncada de δ_i em z_i em $\hat{\delta}_i = \beta z_i + \varepsilon_i \geq 1$.

[3] Os próximos três passos são um *loop B* vezes para se obter um conjunto de estimadores *bootstrap*: $A = \left\{\left(\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}_\varepsilon^*\right)_b\right\}_{b=1}^{B}$.

[3.1] Para cada $i = 1,..., n$ obtenha-se os erros ε_i a partir de $N(0, \sigma_\varepsilon)$ truncada à esquerda em $\left(1 - z_i\hat{\beta}\right)$.

[3.2] Novamente para cada $i = 1,..., n$ calcule-se $\hat{\delta}_i^* = z_i\hat{\beta} + \varepsilon_i$

[3.3] Use-se MV para se estimar a regressão truncada de δ_i^* em z_i obtendo-se as estimativas $\left(\hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon^*\right)$.

[4] Usem-se os valores *bootstrap* de A e as estimativas originais de $\hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon$ para se construir os intervalos de confiança de β e σ_ε.

10. O *bootstrap* serve para eliminar o viés. Através da regressão proposta em Simar e Wilson (2007, p. 40), anteriormente representada, obtém-se uma estimação mais eficiente.

Além das considerações sobre o estimador DEA já colocadas, por ser determinístico, o método está sujeito a alterações bruscas da eficiência devido a observações *outliers*, as chamadas *supereficientes*. A ocorrência desses casos desloca toda a fronteira e prejudica a análise das demais observações. Neste trabalho, recorre-se aos métodos de correção de *outliers* propostos por Sampaio de Sousa e Stosic (2005) e Cazals, Florens e Simar (2002).

O método de Sampaio-Stosic é obtido através do cálculo de influência que cada observação produz em todas as demais. Para captar a influência de cada observação, os autores utilizam um estimador l_j (*leverage*) especificado na equação (15) a seguir:

$$l_j = \sqrt{\frac{\sum_{k=1;k\neq j}^{k} \left(\delta_{kj}^{\bullet} - \delta_k\right)^2}{K-1}} \tag{15}$$

O k é o conjunto de unidades de análise de 1 até K.[11] O δ_k denota o conjunto de índices de eficiência calculados para todas as DMUs $\{\delta_{kj} | \ k = 1,...,K\}$; o δ_{kj} denota esse conjunto de eficiência com a alavancagem, isto é, sem a DMUj, $\left\{\delta_{kj} \mid k = 1,...,K \ \ k \neq j\right\}$. Como observam os autores, a idéia básica é a de que se espera grande *leverage* das observações *outliers*. Se l_j destoar muito da média global tem-se a suspeita de ser um *outlier*. Quando a observação retirada está dentro da fronteira delimitada por P, tem-se $(\delta k_j - \delta_k) = 0$, o que denota uma observação não-influente, $l_j = 0$. No caso extremo de uma observação superinfluente, sua retirada faz com que todas as outras subam para 1, assim $\sum\left(\delta_{kj} - \delta_k\right) = K-1$, fazendo com que $l_j = 1$. Portanto, $0 \leq l_j \leq 1$.

O segundo teste de detecção de *outliers* empregado paralelamente foi proposto por Cazals, Florens e Simar (2002), nomeado por CFS. O teste CFS usa um engenhoso princípio de *trimming parameter*. A idéia é construir fronteiras mais internas já que, na presença de *outliers*, a primeira fronteira a ser encontrada estará muito distante das outras informações.

11. Aqui ocorre a mudança da notação utilizada por Sampaio-Stosic para evitar confusão entre a parte de cálculo de eficiência com a do cálculo dos *leverages*.

4 FONTE DE DADOS E TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

O emprego de dados educacionais sobre o desempenho e custo por aluno em Minas Gerais é um dos pontos relevantes deste artigo. Neste estudo, estão combinadas três fontes de dados. Os dados do Simave permitem a abordagem de aspectos ligados à qualidade do ensino. A base do Sica, por sua vez, permite tratar de aspectos associados à eficiência. O Censo Educacional do Ministério de Educação e Cultura/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (MEC/IBGE) possibilita construir variáveis de infra-estrutura e oferta de serviços educacionais. Essas três bases visam compor as variáveis de *produtos*, *insumos*, *dotação* e *variáveis socioeconômicas* dos alunos matriculados em determinada escola. É importante ressaltar que a unidade de análise é a escola. Desse modo, as informações sobre alunos se referem à média das características dos mesmos no estabelecimento de ensino.

O Simave é um sistema de avaliação que tem como base o Programa de Avaliação da Rede Pública da Educação Básica (Proeb). A cada ano, os alunos das turmas da 4ª e da 8ª séries da rede pública estadual, assim como os alunos da 3ª série do ensino médio, realizam provas em uma das disciplinas básicas do currículo. Dessa forma, em 2002, os estudantes fizeram prova de língua portuguesa e, em 2003, de matemática. A comparação das notas é possível pelo critério de Resposta ao Item, método que permite a identificação do desempenho dos alunos por item específico e possibilita a comparação das notas entre os diversos anos do ciclo educacional. Assim, podemos comparar a evolução das médias por série avaliada.[12]

A utilização de duas provas em vez de uma é justificada pela avaliação de que dois exames são mais representativos do que um. Credita-se isso ao fato de se evitar, com os dois exames, oscilações muito bruscas de média a que estão sujeitas as escolas com turmas muito pequenas.

A análise da distribuição das notas revela o caráter normal e bastante simétrico desse tipo de informação. Não foram detectados *outliers* e as distribuições não requisitaram nenhuma transformação. A tabela 1 a seguir resume as principais informações por disciplina e série.[13]

Tão importantes quanto os exames de proficiência são as informações do questionário socioeconômico das famílias aplicado pelo Simave. A tabela 2 resume as variáveis utilizadas na análise por escolas. Tais variáveis se apresentam na proporção de alunos da escola.

12. Sobre o critério de Resposta ao Item, ver Soares e Pereira (2002).

13. Os dados originais das provas do Simave estão desagregados por alunos. Como o objetivo é apresentar informações por escolas, os resultados são reportados pela média. Portanto, a distribuição na tabela apresentada é a distribuição de médias por escola e não dos alunos.

TABELA 1
Resumo dos resultados das provas por anos de ensino

	Média	Desvio	Min.	Max.
4ª série				
Matemática	183,73	25,22	106,72	284,93
Português	186,72	22,86	53,25	249,86
8ª série				
Matemática	237,49	20,24	164,00	315,56
Português	239,85	13,90	164,06	296,77
3ª série				
Matemática	270,07	20,05	218,13	340,88
Português	269,92	12,12	208,84	331,81

Fontes: Simave de 2002 e 2003.

TABELA 2
Variáveis do questionário do Simave

Variáveis socioeconômicas de alunos e de sua família (segundo estágio)	
cor	1- Brancos e amarelos, 0 pretos e pardos
esc_res_fem	1- Responsável do sexo feminino tem 8ª série ou mais, 0 caso contrário
livros	1- Mais do que 20 livros em casa, 0 caso contrário
computador	1- Computador na residência, 0 caso contrário
ler_liv_inf	1- Se o aluno leu livros de histórias infantis, 0 caso contrário
ler_jornais	1- Se o aluno leu jornais durante o ano, 0 caso contrário
ntrab_fora	1- Não trabalha fora de casa, 0 caso trabalhe
ntrab_doméstico	1- Aluno não exerce tarefas domésticas, 0 caso gaste algum tempo
devermat	1- Se faz sempre o dever de matemática, 0 caso contrário
reprovado	1- Não reprovou de ano nenhuma vez, 0 caso tenha reprovado
Noite	1- Aluno estuda à noite, 0 caso contrário

Fonte: Simave de 2003.

A segunda fonte de dados dessa pesquisa é o Sica que fornece informações de gasto por aluno para cada escola estadual através da coleta de informações sobre o financiamento dos vários níveis de ensino: infantil, fundamental e médio. O sistema

foi desenvolvido pela Superintendência de Planejamento da Secretaria do Estado de Minas Gerais em 1997 e faz parte do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (Siope).[14]

O Sica reúne o gasto por aluno dentro das divisões dos chamados custos *dentro* e custos *fora* da escola. Os custos *dentro* são compostos em *diretos*, custos com profissionais da educação e convênios, e *indiretos*, no qual entram os custos com o pessoal administrativo e as despesas gerais. Os custos *fora* são aqueles que não estão direcionados ao custeio do pessoal ativo e tampouco às despesas escolares. Neste trabalho utiliza-se apenas o custo dentro da escola, visto que se enquadra melhor à análise e se refere a gastos diretamente ligados à nossa unidade de observação.

Por fim, a terceira fonte de dados é o Censo Escolar de 2003, realizado desde 1998 pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep/MEC). As variáveis do censo estão separadas, neste artigo, em duas categorias: as agrupadas e as não-agrupadas. A primeira categoria engloba os modelos DEA no primeiro estágio; são informações que se apresentaram mais úteis de maneira agrupada. A segunda categoria é a das variáveis não-agrupadas, utilizadas na

TABELA 3
Variáveis agrupadas e não-agrupadas do censo escolar

Variáveis agrupadas (1º grupo):	
qdocente	Número de professores com 3º grau – licenciatura completa para 4ª e 8ª séries, e 3ª série (ensino médio), respectivamente
Salas	Número de salas de aula de toda a escola
Infra	Índice de 0 a 5 que verifica a presença de sanitário; energia pública; água, esgoto e coleta periódica do lixo
Vcm	Variável obtida por *Principal Component Analysis* para captar concomitantemente presença de aparelhos de "vídeo", "computadores" e recursos de "multimídia"
Variáveis não-agrupadas (2º grupo):	
Urbana	1 – Se escola se situa em área urbana, 0 caso contrário
matriculas	Número de alunos matriculados separado por período: 1ª a 4ª série, 5ª a 8ª série e ensino médio
Meso	*Dummy* para mesorregião do estado
Fnde	1 – Escolas que recebem o Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação, 0 caso contrário
mere_esc	1 – Escola oferece alimentação aos alunos

Fonte: Censo Escolar MEC/Inep de 2003.

14. Sistema recém-implementado pelo Inep: <http://www.siope.inep.gov.br/apresentacao.do>.

maneira em que estão disponíveis no censo e empregadas na etapa do segundo estágio, com exceção das matrículas, que fazem parte dos *produtos* do primeiro estágio.[15]

Os dados do Simave nos mostram que, para as escolas do ensino fundamental, a minoria é composta por alunos brancos, 41% na 4ª série, 45% na 8ª série, alternando para uma pequena maioria, (51%) na terceira série do ensino médio. Há, também, nesta última série do ensino médio, a presença significativa de escolas onde os alunos estudam à noite, 69%. Quase todos os indicadores socioeconômicos se destacam negativamente, com a notável exceção da proporção de leitura de livros (e a leitura de jornais, para o caso específico da 3ª série do ensino médio). Nas escolas do ensino fundamental, os indicadores positivos são a grande parcela de alunos que não trabalha fora de casa, 84%; e 64% para 4ª e 8ª séries, respectivamente, além do número de alunos que faz o dever de matemática (71% e 55%, respectivamente, na 4ª e 8ª séries, e que não são reprovados; 73% na 4ª série e 67% na 8ª série). A tabela 4 reúne informações das escolas públicas estaduais mineiras.

No que tange à variável de custo, após a retirada das escolas *outliers*, a variável *cdentro* apresenta ainda uma cauda direita bastante acentuada, entretanto, as análises

TABELA 4
Resumo das informações do questionário do Simave para todas as séries

Variável	4ª série	8ª série	3ª série
cor	0,41	0,45	0,51
esc_resp_fem	0,31	0,19	0,20
livros	0,22	0,24	0,26
computador	0,13	0,11	0,11
Ler_livro_inf	0,78	0,70	0,71
Ler_jornais	0,44	0,45	0,62
ntrab_fora	0,84	0,64	0,47
ntrab_domestico	0,28	0,26	0,25
devermat	0,71	0,55	0,42
nreprovado	0,73	0,67	0,63
noite	-	-	0,69

Fonte: Simave de 2003.

15. Os termos *agrupadas* e *não-agrupadas* a que nos referimos dizem respeito à maneira como os dados estavam disponíveis no censo escolar. *Agrupadas* se referem a dados que se constituíam em mais de uma variável no censo e foram reunidas em uma só categoria. *Não-agrupadas* são apresentadas de acordo com a sua disposição no censo e representam apenas uma variável.

demonstraram que não seria preciso um tratamento maior do que o já dado. A seguir temos a apresentação na tabela 5 para essa variável.

No censo escolar, a variável *condições de infra-estrutura (Infra)* provém da soma de cinco variáveis *dummy*: *sani_den*, observa se o sanitário está dentro da escola; *ener_pub*, capta se a escola é ligada à rede pública de energia elétrica; *agua_pub*, verifica se a escola possui sistema de água da rede pública; *esg_pub*, se a escola é ligada ao esgotamento da rede pública; e *lixo_col*, se o destino do lixo é coleta periódica da prefeitura. Na tabela 6, nota-se que algumas escolas não possuem nenhuma condição de infra-estrutura, sendo que é crescente, ao longo de cada série, o número das que apresentam algumas ou todas, além disso, observa-se que as condições de infra-estrutura também evoluem com o avanço das séries.

A variável *VCM* de vídeo, computador e multimídia, construída pelo método de PCA, combina variáveis que isoladas não se apresentavam muito significativas, possuíam pouca correlação com os resultados das provas, porém eram bastante correlacionadas entre si. *Apvídeo* é o número de aparelhos relacionados à televisão, uma variável quantitativa obtida através da soma entre *vvideo*, *vtv* e *parabol*, quantidade de videocassetes, televisores e antenas parabólicas, respectivamente. *Comp&Imp* é a variável que indica o número de aparelhos de informática que a escola possui. São agregados, computadores (qualquer tipo) e impressoras.

TABELA 5
Tabela com resumo dos custos dentro da série

	Média	Desvio	Min.	Max.
4ª série	56,49	23,38	9,06	329,33
8ª série	52,33	17,72	4,11	180,60
3ª série	41,02	17,20	1,34	169,85

Fonte: Sica de 2005.

TABELA 6
Tabela com resumo para variável de infra-estrutura

	Freqüência (%)						Média do índice
	0	1	2	3	4	5	
4ª série	0,53	3,46	9,85	8,18	13,79	64,20	4,24
8ª série	0,08	1,22	5,29	6,40	14,93	72,07	4,51
3ª série	0,00	0,14	1,62	4,30	13,88	80,06	4,72

Fonte: Censo Escolar MEC/IBGE de 2003. Variável *Infra* construída, ver tabela 3.

Obs.: O indicador 0 denota a completa ausência dos itens avaliados; 5 é o total.

Multimídia capta os recursos dentro da escola disponíveis aos alunos, pois engloba a soma das variáveis originais: *biblioteca*, *videoteca*, *saltvvid* (sala de TV e vídeo), *sala_lei* (sala de leitura) e *lab_info* (laboratório de informática).[16]

Do grupo das variáveis desagregadas destacam-se *matrículas*, variável que é utilizada como indicador de *produto*. Para o caso das matrículas, é preciso um cuidado semelhante ao que foi abordado na parte de custos devido à dispersão considerável dos valores dessa variável, distribuição assimétrica à direita, com o mínimo de cinco alunos em uma pequena escola do primeiro ciclo até um máximo de 4.078 na maior escola em termos de matrícula no ensino médio. As médias de matrículas se elevam ao longo das séries e o desvio-padrão aumenta consideravelmente, o que pode ser observado na tabela 7. As informações estão apresentadas por ciclo: matrículas de 1ª a 4ª série foram utilizadas para a DEA 4ª série, matrículas de 5ª a 8ª série, para a DEA 8ª e *matric_médio* é o total das 1ª, 2ª e 3ª séries do ensino médio, empregada na análise da 3ª série.

À medida que se avança no ciclo escolar, verificam-se a maior urbanização, a menor necessidade de auxílio do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE), ligeira queda na merenda escolar e melhoria geral nos indicadores de infra-estrutura e *VCM* (*TemTV*, *TemPC*, *TemMult*, que indicam apenas se a escola tem ou não os aparelhos e recursos que constam em *VCM*).

Nos três bancos de dados disponíveis, essas variáveis apresentadas foram as escolhidas. Para a DEA no primeiro estágio, são três variáveis de produto: proficiência em matemática, português e matrículas por ciclo. No caso de insumos, são cinco variáveis: custo-aluno, quantidade de professores com formação superior, número de salas, indicador de infra-estrutura e a *VCM*. Para os acontecimentos e características que afetam o resultado, mas não estão sob o controle nem das escolas nem da secretaria, é que se compõe o método de dois estágios que conta com a

TABELA 7
Resumo do número de matrículas por ciclos do ensino

	Média	Desvio	Min.	Max.
Matric_1 a 4 (4ª série)	247,64	193,38	5	1.675
Matric_5 a 8 (8ª série)	419,98	252,27	8	1.406
Matric_médio (3ª série)	524,38	411,25	45	4.078

Fonte: Censo Escolar MEC/IBGE de 2003.

16. Os valores do PCA foram transformados de modo a não apresentarem valores negativos que impossibilitam os programas computacionais de calcularem a fronteira. Para *VCM* adotamos a soma de um valor que seja suficiente para deslocar toda a distribuição da variável, obtendo apenas valores positivos. As transformações não distorcem a fronteira, ver Ali e Seiford (1990).

TABELA 8
Resumo das informações do censo escolar: variáveis não-agrupadas – todas as séries

Variável	4ª série	8ª série	3° ano
urbana	0,79	0,89	0,99
fnde	0,81	0,79	0,76
merenda	0,96	0,95	0,94
TemTV	0,95	0,98	0,99
TemPC	0,58	0,68	0,74
TemMult	0,83	0,89	0,94
sani_den	0,94	0,97	0,98
ener_pub	0,98	1,00	1,00
agua_pub	0,83	0,91	0,96
esg_pub	0,71	0,78	0,85
lixo_col	0,77	0,86	0,93

Fonte: Censo Escolar MEC/IBGE de 2003.

presença da média das características dos alunos e condições a que as escolas estão sujeitas, podendo algumas delas, inclusive, serem alteradas por meio de políticas públicas. O segundo estágio do modelo inclui as variáveis de *características socioeconômicas* dos alunos: *dummy* urbana (controle), cor, escolaridade da mãe, livros em casa, internet em casa, ler livros ou jornais, não trabalhar fora de casa, não desempenhar trabalho doméstico, realizar o dever de casa, não ser reprovado e, para o caso do ensino médio, estudar à noite. As variáveis de *dotação* são: urbana (controle), merenda escolar, auxílio FNDE, presença de computadores e impressoras, recursos multimídia, sanitários, se a escola está ligada à rede pública de energia, ao abastecimento geral de água e à rede de esgoto e se possui coleta de lixo. Cada um desses conjuntos de variáveis mencionadas, características socioeconômicas e dotação, compõe um tipo diferente de regressão. O regressando será o índice de eficiência (invertido) obtido no primeiro estágio.

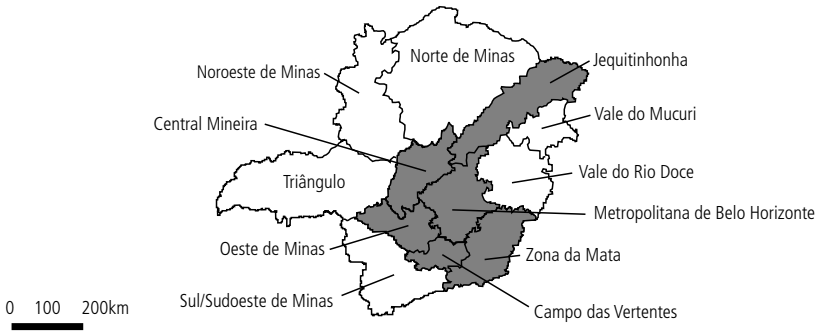
5 RESULTADOS

O modelo de dois estágios, empregado nesta seção, implementa todas as técnicas recentes enunciadas nas seções anteriores. No primeiro estágio, os resultados são descritos para as 12 mesorregiões de Minas Gerais em cada uma das séries. No segundo estágio, estendemos o alcance dos principais resultados encontrados relativos à eficiência da escola estadual mineira.

5.1 Primeiro estágio

Neste primeiro estágio, o índice DEA-eficiência resume as variáveis e revela aspectos que seriam difíceis de serem captados por uma análise exaustiva da relação insumo-produto solucionados um a um. Assim, regiões que, a princípio, poderiam se sair bem na ordenação por notas não se apresentam como eficientes, quando considerados os insumos, enquanto outras que não revelavam desempenho excepcional acerca da proficiência se saem bem, considerando-se o baixo nível de insumos que possuem. A configuração de eficiência no Estado de Minas Gerais é descrita por intermédio de suas 12 mesorregiões retratadas no mapa a seguir. Observa-se uma concentração das eficientes em torno da mesorregião metropolitana.[17]

MAPA
Minas Gerais: eficiência média por mesorregião



Fonte: Mapa geopolítico de Minas Gerais de 1994. Modificado — Instituto de Geociências Aplicadas (IGA)/Centro Tecnológico (Cetec).

■ Mesorregiões eficientes □ Mesorregiões ineficientes

Para se entender melhor as propriedades da eficiência por escolas, e a construção de suas médias por mesorregiões, analisa-se a eficiência para cada uma das séries. A tabela 9 fornece a média de produtos e insumos para cada uma das 12 regiões do estado no nível da 4ª série. Constata-se que, em geral, em Minas Gerais os custos por aluno aumentam à medida que se deslocam para o sul do estado. As regiões desenvolvidas do centro-sul possuem médias maiores, tanto para o nível de insumos como para o de produtos, enquanto nas mesorregiões pobres do norte, o nível de insumos e produtos é precário.

Percebe-se, portanto, que os resultados dos produtos estão de alguma forma relacionados diretamente com o nível de insumos, mas a determinação de eficiência considera *a melhor prática* dentro de uma escala de rendimentos, ou seja, eficiência é o resultado de um bom balanceamento entre insumos e produtos; muitos insumos

17. A mesorregião Sul/Sudoeste poderia ser inclusa nas seis primeiras, em detrimento da mesorregião do Jequitinhonha, por exemplo, mas a motivação aqui é apresentar um padrão geral da eficiência e não uma distribuição regional da eficiência.

TABELA 9
Média dos produtos e insumos por mesorregião para a 4ª série

Código	Mesorregião	Escolas	Produtos			Insumos				
			Pmate	*Pport*	*Alunos*	*Custo*	*Qdoc*	*Salas*	*Infra*	*Vcm*
310001	Noroeste de Minas	54	187,43	188,94	274,91	57,01	4,89	21,09	4,48	20,35
310002	Norte de Minas	411	165,86	167,49	195,89	43,47	2,15	15,74	3,20	19,74
310003	Jequitinhonha	191	171,89	175,24	218,36	49,80	2,34	16,23	3,72	19,45
310004	Vale do Mucuri	98	164,25	176,36	223,64	58,49	3,57	18,02	4,06	19,61
310005	Triângulo Mineiro	192	194,11	198,61	292,97	66,44	7,44	23,03	4,77	20,76
310006	Central Mineira	55	190,02	191,64	199,91	63,34	3,38	19,29	4,55	20,26
310007	Metropolitana	527	188,63	192,56	340,25	55,64	5,17	23,21	4,70	19,80
310008	Vale do Rio Doce	303	180,28	183,17	188,15	62,72	3,43	15,88	4,05	20,05
310009	Oeste de Minas	90	204,56	206,15	221,52	78,72	5,92	20,10	4,58	20,50
310010	Sul/Sudoeste de Minas	183	200,12	197,40	281,28	66,16	6,19	21,26	4,82	20,66
310011	Campo das Vertentes	61	201,63	199,92	223,57	75,29	5,44	18,85	4,31	20,00
310012	Zona da Mata	293	188,75	193,28	208,58	64,97	4,78	18,34	4,53	19,79
310013	Minas Gerais	2.458	183,73	186,72	247,64	58,41	4,36	19,21	4,24	19,98

Fontes: Elaboração própria a partir das bases do Sica de 2003, Simave de 2003 e Censo Escolar 2003.

e pouco produto denotam ineficiência; muito produto para pouco insumo evidencia evento improvável, grande chance de a observação ser *outlier*.

Pode-se dividir a ordenação entre as seis primeiras e seis últimas mesorregiões. O critério para a classificação é a média das eficiências. Logicamente, o uso de médias esconde muitas nuances dentro de cada uma das mesorregiões. A ordenação de eficiência é sensível ao tipo de índice adotado. No que se refere ao método de construção, pode variar de forma significativa.

O *ranking* aqui empregado é a DEA *bootstrap* (DEA_c*) proposto por Simar e Wilson (1998). A eficiência é corrigida por *smooth-bootstrap* de maneira que se obtêm o intervalo de confiança para o índice e uma distribuição mais confiável após a aplicação da técnica. Outra ordenação foi obtida a partir do estimador *jackstrap* de Sampaio de Sousa e Stosic (2005), denominado DEA_ss. O índice Sampaio-Stosic detecta *outliers* e confecciona novos índices após descartar as observações superinfluentes. Após a exclusão dos *outliers*, a mesorregião que mais se

beneficiou foi a Norte de Minas, passando para o primeiro grupo. As escolas *outliers* prejudicavam a comparação da região como um todo.[18]

A terceira ordenação construída foi a de número de escolas eficientes por total de escolas pertencentes à mesorregião. A região metropolitana (RM) é a que possui o maior número de escolas eficientes; entretanto, é também a que possui maior fração da população e mais escolas, por isso o quociente *nº eficientes/total de escolas* apresenta um resultado relativo. Observa-se que a Zona da Mata é a que mais perde posições em relação ao *rank*1. O contrário ocorre com a mesorregião norte de Minas, que possui uma razão elevada de escolas eficientes sobre o total de escolas.

A última coluna da tabela 10 resume o número de escolas eficientes com retornos decrescentes de escala (Decresc), útil para observar a incidência de rendimentos decrescentes em cada mesorregião. O número de eficientes varia de acordo com o uso da DEA-C, DEA-N ou DEA-V. Por construção, há sempre mais

TABELA 10
Ordenação das mesorregiões para a 4ª série

Código	Mesorregião	Escolas	DEA_c*	Rank1	DEA_ss	Rank2	quocient	Rank3	Decresc
310009	Oeste de Minas	90	0,654	1	0,757	4	0,033	6	2
310007	Metropolitana	527	0,650	2	0,767	1	0,047	4	6
310011	Campo das Vertentes	61	0,650	3	0,747	3	0,082	1	1
310012	Zona da Mata	293	0,647	4	0,747	6	0,017	11	1
310006	Central Mineira	55	0,646	5	0,744	7	0,055	2	3
310003	Jequitinhonha	191	0,641	6	0,755	5	0,016	12	0
310001	Noroeste de Minas	54	0,629	7	0,731	10	0,019	10	0
310010	Sul/Sudoeste de Minas	183	0,629	8	0,732	9	0,027	7	3
310008	Vale do Rio Doce	303	0,623	9	0,734	8	0,040	5	6
310002	Norte de Minas	411	0,623	10	0,760	2	0,054	3	4
310005	Triângulo Mineiro	192	0,621	11	0,724	11	0,021	8	2
310004	Vale do Mucuri	98	0,607	12	0,701	12	0,020	9	0
310013	Minas Gerais	2.458	0,635		0,748		0,037		28

Fonte: Construção dos índices de eficência por elaboração própria a partir de variáveis do 1º estágio.

18. Embora qualquer escola eficiente do estado possa servir de comparação para todas as outras, independentemente da região específica, a proximidade geográfica traz semelhança nos *inputs* e *outputs*. Com isso, a localização mais provável de influência de um *outlier* ocorre nas escolas do seu entorno.

escolas eficientes na DEA-V do que na DEA-C – a primeira é mais flexível, aborda qualquer tipo de variação da escala. Neste trabalho, o DEA-C é rejeitado apenas para a 3ª série do ensino médio. No entanto, a construção dos três índices é importante para se captarem as escolas por grupo de retornos de escala. A tabela 11, apresenta essas informações em maiores detalhes.

Os dados descritos na tabela 11 confirmam a intuição inicial: as regiões que possuem melhores níveis de insumo, melhores condições de infra-estrutura e condições socioeconômicas acima da média do estado apresentam mais escolas operando com retornos *decrescentes de escala*, enquanto as regiões mais carentes têm maior tendência a apresentar proporções mais elevadas de escolas com rendimentos *constantes* e *crescentes*. A RM e a região oeste de Minas, por serem mais populosas e apresentarem as maiores escolas, possuem um dos maiores níveis de escolas com rendimentos decrescentes, ao passo que as regiões do Jequitinhonha e norte de Minas, por serem o oposto das primeiras regiões, possuem muitas escolas com rendimentos crescentes.

Para a 8ª série (tabela 12), temos poucas modificações em relação ao quadro de eficiência apresentado anteriormente. Cabe ressaltar que é a série com maior número de escolas na esfera estadual e que o ganho nas médias das notas é significativo (mais de 50 pontos). A média de eficiência é maior, encontrando-se as escolas

TABELA 11
Distribuição das escalas de rendimento por mesorregião

Código	Mesorregião	Escolas	Constante (%)	Decrescente (%)	Crescente (%)
310001	Noroeste de Minas	54	0,00	98,15	1,85
310002	Norte de Minas	411	5,35	89,54	5,11
310003	Jequitinhonha	191	5,26	89,47	5,26
310004	Vale do Mucuri	98	5,10	91,84	3,06
310005	Triângulo Mineiro	192	2,09	97,38	0,52
310006	Central Mineira	55	3,57	91,07	5,36
310007	Metropolitana	527	3,99	94,87	1,14
310008	Vale do Rio Doce	303	3,63	92,74	3,63
310009	Oeste de Minas	90	2,30	97,70	0,00
310010	Sul/Sudoeste de Minas	183	2,69	96,77	0,54
310011	Campo das Vertentes	61	5,00	91,67	3,33
310012	Zona da Mata	293	4,41	94,58	1,02
310013	Minas Gerais	2.458	3,13	94,34	2,52

Fonte: Construção dos retornos de escala por elaboração própria.

TABELA 12
Ordenação das mesorregiões para a 8ª série

Código	Mesorregião	Escolas	DEA_c*	Rank1	DEA_ss	Rank2	quocient	Rank3	Decresc
310003	Jequitinhonha	163	0,766	1	0,964	2	0,043	4	2
310010	Sul/Sudoeste de Minas	259	0,765	2	0,942	5	0,039	6	8
310011	Campo das Vertentes	70	0,762	3	0,903	8	0,043	5	1
310009	Oeste de Minas	117	0,759	4	0,902	10	0,026	10	1
310012	Zona da Mata	292	0,758	5	0,880	7	0,034	8	4
310006	Central Mineira	62	0,758	6	0,867	3	0,032	9	1
310002	Norte de Minas	347	0,756	7	0,866	1	0,069	1	3
310008	Vale do Rio Doce	307	0,755	8	0,864	6	0,046	3	5
310007	Metropolitana	557	0,753	9	0,858	4	0,050	2	14
310005	Triângulo Mineiro	226	0,743	10	0,853	9	0,035	7	4
310004	Vale do Mucuri	71	0,738	11	0,825	11	0,014	11	0
310001	Noroeste de Minas	60	0,737	12	0,819	12	0,000	12	0
310013	Minas Gerais	2.531	0,755		0,844		0,043		43

Fonte: Construção dos índices de eficência por elaboração própria a partir de variáveis do 1º estágio.

mais perto da fronteira nesta série. Com exceção de algumas mudanças de posição um pouco mais drásticas para a mesorregião sul/sudoeste que subiu para o segundo lugar no *rank*1 e a metropolitana, que caiu para nono, a ordenação da 8ª série corresponde à da 4ª série. Para entender a mudança na posição relativa da metropolitana, é preciso observar o *rank*2. Nessa segunda classificação, a região volta ao grupo dos seis primeiros, porque, na 8ª série, a RM possui relativamente muitas escolas eficientes (*rank*3): são 14 escolas e todas elas na parte decrescente dos ganhos de escala (*decresc*).[19]

Entre os primeiros lugares, a mesorregião de Campo das Vertentes merece novamente destaque, continuou na terceira posição. A oeste de Minas sai da primeira posição, mas fica em 4º lugar, continuando no grupo dos seis primeiros. Sobre as variáveis de Campo das Vertentes e oeste de Minas ocorre um efeito de "transbordamento", pois os indicadores dessas duas mesorregiões, muitas vezes, não são tão melhores quanto os da metropolitana, mas são mais uniformes. Por isso, apesar de não terem os picos das notas, seus resultados são eficientes. Observe-se que, no *rank*2, essas duas regiões não se saem tão bem, isso se deve ao fato de a ordenação DEA_ss ser menos suave.

19. A correção do *bootstrap* confere um intervalo maior para os eficientes trazendo sua correção para baixo. O modelo Sampaio-Stosic (DEA_ss) mostra, também, uma queda de posições para essa região mas não tão grande quanto a do *bootstrap*.

Por outro lado, o desempenho é mais fraco, em termos de eficiência, na mesorregião do Vale do Mucuri, novamente em 11º lugar, no noroeste de Minas e no Triângulo Mineiro. As duas primeiras apresentam resultados precários em termos de produtos; a última possui um nível de insumos elevado, mas resultados fracos, ainda não condizentes com sua quantidade de insumos.

Na 3ª série, conforme tabela 13, há algumas mudanças mais importantes. A primeira diz respeito à alteração do índice DEA, o principal a ser utilizado. Sob o teste de rendimento de escala de Banker (1993) e Simar e Wilson (2002), rejeita-se a hipótese de rendimentos constantes para a função de produção educacional, indicando que a análise ideal é feita pelo índice de retornos variáveis DEA-V. Esse fenômeno está relacionado à segunda mudança principal para a 3ª série: o sistema de ensino médio é bem mais complexo que o do fundamental, uma vez que a média de eficiência DEA-C é extremamente baixa (0,534). Portanto, conjectura-se necessária uma abordagem mais ampla. O uso da DEA-V satisfaz em parte esse anseio. Por outro lado, o uso de mais indicadores de produtos e insumos seria bem-vindo para tratar dessa complexidade maior, no entanto, reforçamos que a base da 3ª série possui menos escolas (1,419) e é mais heterogênea do que as anteriores.

Um terceiro ponto que distingue a 3ª série é a apresentação de uma elevada aderência entre escolas declaradas eficientes pela Secretaria de Estado de Educação

TABELA 13
Ordenação das mesorregiões para a 3ª série

Código	Mesorregião	Escolas	DEA_v*	Rank1	DEA_ss	Rank2	quocient	Rank3	Decresc
310006	Central Mineira	39	0,897	1	0,920	1	0,077	2	2
310010	Sul/Sudoeste de Minas	169	0,895	2	0,914	3	0,047	7	8
310009	Oeste de Minas	74	0,892	3	0,914	4	0,014	11	1
310011	Campo das Vertentes	53	0,889	4	0,906	8	0,038	8	2
310012	Zona da Mata	184	0,888	5	0,910	7	0,049	5	8
310005	Triângulo Mineiro	136	0,883	6	0,902	9	0,051	4	6
310007	Metropolitana	352	0,878	7	0,912	5	0,063	3	16
310003	Jequitinhonha	62	0,877	8	0,912	6	0,048	6	2
310008	Vale do Rio Doce	146	0,873	9	0,896	11	0,027	10	3
310004	Vale do Mucuri	32	0,868	10	0,898	10	0,031	9	1
310002	Norte de Minas	138	0,867	11	0,917	2	0,101	1	3
310001	Noroeste de Minas	34	0,864	12	0,885	12	0,000	12	0
310013	Minas Gerais	1.419	0,903		0,903		0,052		52

Fonte: Construção dos índices de eficência por elaboração própria a partir de variáveis do 1º estágio.

de Minas Gerais (SEE/MG) e a identificação de eficiência pelo índice Sampaio-Stosic. A correlação de uma ordenação com a outra é de 0,17, considerada elevada, já que, das 250 eficientes da lista DEA, mais de 20% (68 escolas) eram também consideradas eficientes pela secretaria, resultado obtido por outro método.

Quanto à ordenação, percebe-se semelhança com a da 8ª série. Em parte, essa evidência é verificada por conta de muitas escolas fornecerem simultaneamente o segundo ciclo do fundamental e o ensino médio, embora não necessariamente a classificação de uma mesma escola em diferentes séries seja idêntica, ou mesmo próxima; depende do comportamento de todas as oito variáveis do modelo. A central mineira se destaca positivamente, pulando para a primeira posição nas duas primeiras ordenações. Sul/sudoeste, Campo das Vertentes e Zona da Mata continuam se situando bem. O Triângulo Mineiro é a novidade, aparecendo pela primeira vez no grupo dos seis primeiros, e a RM e o Jequitinhonha não estão mais no primeiro grupo, mas ocupam a 5ª e a 6ª posições no *rank*2, enquanto o Triângulo Mineiro cai para o 9º lugar nessa ordenação.

As regiões de fraco desempenho se repetem: Vale do Rio Doce e Mucuri, norte e noroeste de Minas. Para o caso específico do norte de Minas cabe uma interessante ressalva: em todas as tabelas de classificação, apesar de a mesorregião estar situada entre as últimas posições para o *rank*1, ela se sai bem nos *ranks* 2 e 3. Isso ocorre porque há algumas escolas boas na região norte mas, apesar disso, a grande maioria é de escolas pobres, com fraco desempenho.

5.2 Segundo estágio

No estágio anterior, calculam-se os índices de eficiência levando-se em conta três variáveis de *output* mais cinco variáveis de insumos. No segundo estágio, é realizada uma regressão dos índices de eficiência obtidos para cada escola, considerando-se as variáveis das condições físicas e de localização e as variáveis de dotação. Essa etapa permite identificar as variáveis que afetam o nível de eficiência, porém, não estão sob o controle da gerência das escolas.

Foram realizadas seis regressões pelo modelo de dois estágios, o índice de eficiência empregado precisou ser alterado para o inverso do índice anterior ($1/\delta_i$). O intervalo para essa transformação se situa entre de 1 e ∞. O valor 1 continua efinindo a eficiência, porém, a escala percorre sentido inverso: quanto maior o índice, menor a eficiência. A interpretação para os coeficientes das regressões ocorre, portanto, da seguinte maneira: se o parâmetro é positivo o resultado se afasta da eficiência, se negativo, aproxima-se. As regressões (1) e (2) na tabela 14 são estimações das normais truncadas obtidas por máxima verossimilhança (MV), já que as variáveis regredidas possuem o limite inferior de valor igual a 1. As duas primeiras regressões seguem o algoritmo#1 proposto em Simar e Wilson (2007) e utilizado também em Afonso e Aubyn (2005).

A primeira regressão utiliza as informações do questionário Simave como variáveis primárias. As informações se referem à turma de alunos por escolas e, na regressão, estão devidamente controladas para escolas urbanas ou rurais. Na segunda regressão, as variáveis são os indicadores de dotação presentes nos dados do censo escolar, onde também há correção urbano-rural. Essas duas primeiras regressões servem de guia para as quatro demais, pois são mais rigorosas na construção dos intervalos dos testes de hipóteses e rejeitam a hipótese nula com menor freqüência. As regressões (3) e (4), na tabela 14, são regressões normais-truncadas por MV – no entanto, sem seguir os passos do algoritmo Simar e Wilson (2007). Nas regressões (5) e (6) temos o modelo *tobit* na forma usual de regressão de dois estágios. A diferença na regressão (6) é a utilização da eficiência não-corrigida no regressando.[20] Na 4ª série, com exceção de *ntrab_fora*, todas as variáveis significativas apresentam a mesma direção das regressões (1) e (2).

Os sinais das variáveis significativas se apresentam na direção esperada. A surpresa é *urbana*, o coeficiente das regressões (1), (3), (5) e (6) é positivo, indicando que se a escola é urbana, essa tende a ser uma escola menos eficiente em probabilidade.[21] Esse coeficiente pode ser interpretado em termos de eficiência técnica. As escolas rurais possuem, em média, menos recursos do que as localizadas nas cidades, entretanto, muitas delas não são seriamente reprimidas em seus resultados por conta disso. No quesito das notas, as rurais não perdem tanto quanto seria de se esperar, quando se leva em conta que possuem relativamente menos insumos, ou, por outro lado, as urbanas não estão fazendo jus às melhores condições e não se saem relativamente melhor do que as rurais. A última interpretação ganha reforço, porque, ao se controlar as regressões pelas condições de infra-estrutura, menores no meio rural (regressões 2 e 4), o coeficiente negativo passa a indicar que as escolas urbanas apresentam melhor desempenho.

Outra variável de destaque é a escolaridade da responsável feminina (*esc_resp_fem*). É, em termos absolutos, o maior coeficiente e confirma toda a literatura que aponta que as condições familiares importam para o rendimento das crianças. A análise de eficiência indica que, das escolas declaradas eficientes, há maior proporção de mães de alunos que possuem acima do ensino fundamental completo. As escolas eficientes absorvem filhos de pais com maior escolaridade, ou, pais mais instruídos optam, com maior freqüência, por matricular seus filhos em escolas eficientes.

Ter livros em casa (*livros*) aponta melhores condições socioeconômicas dos alunos. As eficientes possuem alunos com maior acervo em sua biblioteca particular.

20. Mesmo usando uma regressão em sua versão mais simples, os dados parecem apontar para a direção esperada.

21. Se nos deslocarmos do meio rural para o urbano, maior será a proporção de escolas ineficientes nesse meio em relação às rurais.

Embora não significativa em (1), o sinal dessa variável é esperado e assinala-se como significativa a 1% em todas as outras regressões, como se verifica, também, para a 3ª série. Não se pode dizer o mesmo para o caso dos alunos que não trabalham fora (*ntrab_fora*); apesar de, nas demais regressões, o coeficiente se apresentar significativo e na direção esperada pela intuição, as informações não se confirmam na primeira regressão.

A indicação sobre se os alunos na sala de aula lêem('*ler_livro_inf*') é também um interessante ponto afirmativo de eficiência. As escolas eficientes podem ser aquelas que conseguem estimular mais a leitura, ou então, aquelas que atraem alunos com maior interesse por leitura. De igual maneira para a realização do dever de matemática (*devermat*).

O coeficiente de *nreprovado* é positivo, o que indica que as escolas que menos reprovam são as ineficientes. Tal resultado reflete a relação custo/benefício entre fluxo escolar e qualidade do ensino. Os programas de progressão continuada reduzem a taxa de reprovação, mas, ao mesmo tempo, afetam negativamente o desempenho dos alunos nas disciplinas, uma vez que alunos com ainda pouca habilidade em determinado conteúdo são introduzidos em novos conteúdos cujo aprendizado depende do conteúdo anterior.

Quanto a algumas variáveis de infra-estrutura, os resultados parecem corroborar interpretações de que muitas das práticas pedagógicas empregadas nas escolas não conseguem aproveitar muito bem os recursos disponíveis (Oliveira; Schwartzman, 2002). O número de aparelhos de TV, *apvideo*, evidencia essa questão: várias das escolas ineficientes possuem televisão, em Minas Gerais. TV não é um recurso escasso para as escolas, tanto que um número considerável de escolas da 4ª série possui dez ou mais televisores (120 escolas).[22] O resultado aponta que as escolas eficientes não têm tantos televisores. O mesmo ocorre para *multimid*, ou seja, presença de biblioteca, videoteca, sala de TV e vídeo, sala de leitura e laboratório de informática não contribuem para o desempenho escolar.

Todavia, observa-se o contrário para o caso dos computadores (*comp_imp*). Na 4ª série são 1.024 escolas sem computador, destas, 82 (8%) foram declaradas eficientes; das 629 com 10 ou mais computadores, 13 (18,7%) eram eficientes. Os computadores nas escolas contribuem para sua eficiência. A explicação pode ser a seguinte: a técnica pedagógica vigente consegue utilizar o computador como uma ferramenta na melhoria do ensino, enquanto os demais recursos parecem não estar contribuindo tanto, o que pode sugerir subutilização ou uma utilização não proveitosa para as notas dos alunos em português e matemática.

22. Treze das 49 escolas sem nenhum televisor foram definidas como eficientes, e parte, por se saírem bem, mesmo com a completa ausência de um dos recursos, o que se revela em um baixo *VCM*, na maioria dos casos, vêm acompanhado de baixa infra-estrutura. No entanto, 7 daquelas 13 são na verdade *outliers*.

TABELA 14
Resultados das regressões de dois estágios para a 4ª série

	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)	Regressão (4)	Regressão (5) (*tobit*1)	Regressão (6) (*tobit*2)
constante	1,238***	0,253**	1,847***	1,554	1,841***	1,584***
	(0,05)	(0,12)	(0,05)	(0,03)	(0,05)	(0,05)
urbana	0,136***	–0,216***	0,084***	–0,075***	0,081***	0,164***
	(0,05)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
fnde	0,071		0,035***		0,033***	0,041***
	(0,09)		(0,01)		(0,01)	(0,01)
mere_esc	0,001		0,002		0,002	0,074***
	(0,10)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
cor	0,025		–0,013		–0,012	–0,018
	(0,13)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
esc_resp_fem	–0,385**		–0,145***		–0,139***	–0,100***
	(0,16)		(0,04)		(0,03)	(0,03)
livros	–0,189		–0,127***		–0,121***	–0,125***
	(0,18)		(0,04)		(0,04)	(0,04)
computador	–0,143		–0,088*		–0,083*	–0,170***
	(0,12)		(0,05)		(0,04)	(0,05)
Ler_livro_inf	–0,041		–0,104***		–0,100***	–0,090
	(0,10)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
Ler_jornais	–0,088		–0,056**		–0,054**	–0,052**
	(0,13)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
ntrab_fora	0,092		–0,135***		–0,130***	–0,122***
	(0,12)		(0,04)		(0,04)	(0,04)
ntrab_domestico	0,053		–0,006		–0,005	–0,005
	(0,11)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
devermat	–0,087		–0,102***		–0,098***	–0,103***
	(0,11)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
nreprovado	0,137***		0,060**		0,058**	0,028
	(0,00)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
apvideo		0,120***		0,045***		
		(0,01)		(0,00)		

(continua)

(continuação)

	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)	Regressão (4)	Regressão (5) (*tobit*1)	Regressão (6) (*tobit*2)
comp_imp		–0,054		–0,016***		
		(0,04)		(0,00)		
multimid		0,223		0,064***		
		(0,15)		(0,00)		
sani_den		–0,098		–0,023		
		(0,10)		(0,02)		
ener_pub				–0,101***		
				(0,03)		
agua_pub				0,019		
				(0,02)		
esg_pub		–0,037		–0,015		
		(0,12)		(0,01)		
lixo_col		0,052***		0,008		
		(0,00)		(0,01)		
sigma_hat	0,599	0,899	0,226	0,191	0,222	0,223

Fonte: Elaboração própria a partir das variáveis escolhidas para o 2º estágio.

* Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Para o caso da 8ª série (tabela 15), duas novas variáveis passaram a ser estatisticamente significativas: merenda escolar (*mere_esc*) e cor. A primeira mostra que as escolas que possuem merenda escolar são, em média, menos eficientes. Essa variável indica uma relativa carência das escolas, poucas dispensam a merenda escolar (menos de 5%). A segunda variável se apresenta negativa, indicando que quanto maior a proporção de alunos brancos, maior a eficiência, fator explicado também pela disparidade das condições familiares. Destacamos, novamente, a importância da escolaridade da responsável feminina (*esc_resp_fem*); de se ter minibiblioteca em casa (*livros*); da maior proporção de alunos que lê com freqüência (*ler_livro*); de não se trabalhar fora (*ntrab_fora*); e de realizar o dever de casa (*dever_mat*). A não-reprovação (*nreprovado*) continua indicando escolas mais fracas e, novamente, significativa apenas na regressão (1). A análise de '*apvideo*' é ratificada assim como a importância do computador é reforçada para a 8ª série, sendo significativa a 1% no modelo mais rigoroso (2). As demais características seguem as considerações feitas para 4ª série.

No modelo de dois estágios da 3ª série, cujos resultados são apresentados na tabela 16, o índice de eficiência empregado no *regressando* é o DEA-V. Poucas variáveis das duas primeiras regressões conseguiram atingir a convergência da MV.

TABELA 15
Resultados das regressões de dois estágios para a 8ª série

	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)	Regressão (4)	Regressão (5) (*tobit*1)	Regressão (6) (*tobit*2)
constante	0,444***	1,202***	1,396***	1,268***	1,397	1,263***
	(0,08)	(0,01)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)
urbana	0,370***	0,019***	0,097***	0,006	0,094***	0,126***
	(0,05)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
fnde	0,034		0,009		0,009	0,012
	(0,11)		(0,01)		(0,01)	(0,01)
mere_esc	0,168		0,044***		0,043***	0,082***
	(0,14)		(0,01)		(0,01)	(0,01)
cor	–0,164		–0,076***		–0,074***	–0,045***
	(0,21)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
esc_resp_fem	–0,414*		–0,099***		–0,096***	–0,098***
	(0,21)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
livros	–0,191		–0,074***		–0,073***	–0,057**
	(0,30)		(0,03)		(0,03)	(0,03)
internet	0,093		0,025		0,025	–0,005
	(0,15)		(0,04)		(0,03)	(0,04)
ler_livro	–0,135		–0,111***		–0,108***	–0,095***
	(0,14)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
ler_jornais			0,016		0,015	–0,011
			(0,02)		(0,02)	(0,02)
ntrab_fora	–0,062		–0,049***		–0,048***	–0,043**
	(0,14)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
ntrab_domestico			–0,012		–0,012	–0,005
			(0,03)		(0,03)	(0,03)
devermat	–0,014		–0,044***		–0,043***	–0,054***
	(0,16)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
nreprovado	0,121***		–0,001		–0,001	–0,012
	(0,00)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
apvideo		0,011***		0,011***		
		(0,00)		(0,00)		
comp_imp		–0,008***		–0,008***		
		(0,00)		(0,00)		
multimid		0,027***		0,027***		
		(0,01)		(0,00)		
sani_den				0,021*		
				(0,01)		
ener_pub				–0,098***		
				(0,04)		
agua_pub				0,034***		
				(0,01)		
esg_pub		0,032***		0,028***		
		(0,01)		(0,01)		
lixo_col		0,048***		0,042***		
		(0,00)		(0,01)		
sigma_hat	0,525	0,104	0,112	0,104	0,111	0,123

Fonte: Elaboração própria a partir das variáveis escolhidas para o 2º estágio.

* Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

No modelo (1) temos somente *urbana*, que deixou de ser significativa (quase totalidade das escolas do ensino médio são urbanas) e *esc_resp_fem* que continua significativa a 1%, indicando que a maior escolaridade dos pais contribui para a eficiência dos alunos e da escola. Para os modelos menos rigorosos como o *tobit*, *urbana* volta a ser significativa. *Cor* apresenta os mesmos resultados da 8ª série e se confirma novamente a importância da leitura de livros. Os aparelhos de vídeo e TV confirmam as tendências anteriores. Computadores deixam de ser significativos em (2) e (4).

TABELA 16
Resultados das regressões de dois estágios para a 3ª série

	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)	Regressão (4)	Regressão (5) (*tobit*1)	Regressão (6) (*tobit*2)
constante	0,829***	–2,147	1,192***	1,109***	1,190***	1,127***
	(0,13)	(0,01)	(0,02)	(0,06)	(0,02)	(0,02)
urbana	0,111		0,038**	–0,010	0,034**	0,073***
	(0,12)		(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)
fnde			0,000		–0,000	0,001
			(0,00)		(0,00)	(0,00)
mere_esc			0,012*		0,010*	0,021***
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
cor			–0,076***		–0,071***	–0,059***
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
esc_resp_fem	–0,531***		–0,071***		–0,064***	–0,088***
	(0,00)		(0,02)		(0,02)	(0,02)
livros			–0,024		–0,021	–0,013
			(0,02)		(0,02)	(0,02)
internet			0,016		0,015	0,004
			(0,02)		(0,02)	(0,02)
Ler_livro			–0,053***		–0,049***	–0,047***
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
Ler_jornais			–0,012		–0,011	–0,013
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
ntrab_fora			–0,024*		–0,021*	–0,039***
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
ntrab_domestico			–0,012		–0,011	–0,005
			(0,02)		(0,02)	(0,02)

(continua)

(continuação)

	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)	Regressão (4)	Regressão (5) (*tobit*1)	Regressão (6) (*tobit*2)
devermat			–0,013		–0,011	–0,022*
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
nreprovado			–0,005		–0,004	–0,008
			(0,01)		(0,01)	(0,01)
apvideo				0,004***		
				(0,00)		
comp_imp		0,012		0,000		
		(0,10)		(0,00)		
multimid		0,202		0,007***		
		(0,24)		(0,00)		
sani_den		0,069***		0,001		
		(0,01)		(0,01)		
ener_pub				–0,076		
				(0,06)		
agua_pub				0,023**		
				(0,01)		
esg_pub				0,000		
				(0,00)		
lixo_col				0,014**		
				(0,01)		
noite			0,029***	0,056***	0,027***	0,023***
			(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,00)
sigma_hat	0,233	0,633	0,057	0,057	0,054	0,059

Fonte: Elaboração própria a partir das variáveis escolhidas para o 2º estágio.

* Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

A nova variável acrescentada é *noite*, que indica a percentagem de alunos que estudam à noite em determinada escola. Ao contrário das séries anteriores, para a 3ª série, essa variável é uma medição importante já que grande parte dos alunos desse nível (70%) estuda nesse turno. As escolas que ofertam aulas no horário noturno estão mais propensas à ineficiência, o que parece refletir muito as condições dos alunos que estudam à noite, com menor disponibilidade de tempo devido à dupla jornada e à precariedade das condições sociais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos neste trabalho mostram, de uma maneira geral, que as escolas selecionadas como eficientes provêem ensino de melhor qualidade a um custo relativamente menor do que as outras escolas. Alguns fatores, como a infra-estrutura, desempenham papel importante para propiciar tal resultado. Ademais, enquanto a presença de computador nas escolas contribui para incrementar o indicador de eficiência, equipamentos subutilizados como televisores e outros aparelhos correlatos (parabólica e videocassete), além de alguns outros recursos como bibliotecas, videotecas e laboratórios de ciências, não ocasionam o mesmo resultado.

Outros indicadores importantes de eficiência da escola são as variáveis referentes às condições familiares dos alunos. Citam-se, entre elas, a escolaridade da mãe, o estímulo à leitura, ter livros em casa, não exercer trabalho remunerado e cultivar o hábito do estudo como fatores que contribuem para o melhor desempenho nas provas de matemática e português. Na verdade, tanto a família quanto a escola parecem ser responsáveis pelo bom resultado nas provas. A escola possui um papel importante no estímulo à leitura e no hábito de estudo, assim como o de fornecer o ambiente mínimo para que os alunos se desempenhem bem. A família complementa a escola, já que as mães de maior escolaridade e as famílias com maiores recursos educacionais são, em geral, mais seletivas na escolha da instituição. No sistema público, a escolha não é totalmente livre, está atrelada à proximidade da residência familiar. Dessa forma, as escolas eficientes captam, também, um efeito da vizinhança – as melhores condições dos alunos facilitam a trajetória do aproveitamento dos recursos.

A análise por mesorregiões destaca que as melhores áreas de eficiência são as regiões centrais de Minas: Metropolitana, Campo das Vertentes, oeste de Minas, central e Zona da Mata. Entre as regiões pobres, a do Jequitinhonha é um exemplo positivo e, em algumas análises, também o norte de Minas, por obterem bons resultados mesmo com poucos recursos.

Por fim, cabe ressaltar que esse trabalho pioneiro sobre o tema eficiência na provisão de serviço público em educação no Brasil é mais uma contribuição para a formulação de políticas públicas. A experiência mineira, refletindo as disparidades socioeconômicas do país, evidencia que se faz mister conjugar dois aspectos: maior destinação de assessoria técnica (em alguns casos também financeira) aos municípios localizados em regiões mais pobres, nos quais apresentam a vantagem de operar com rendimentos constantes ou crescentes, e a realocação de recursos naqueles onde a ineficiência não é fruto da escassez de insumos, mas sim de seu mau aproveitamento (por exemplo, nos municípios mais desenvolvidos). Para o primeiro conjunto, o acréscimo marginal nos insumos representará ganhos proporcionais (ou mais que proporcionais) nos resultados, ao passo que, no segundo conjunto, a readequação pode torná-los mais eficientes.

ABSTRACT

This paper develops the semi-parametrical two-stage Data Envelopment Analysis to detect the efficiency frontier of public Brazilian Minas Gerais state schools. The first stage computes the Data Envelopment Analysis (DEA) – Análise Envoltória de Dados – efficiency, the second one inputs the DEA results to a truncated-regression with background and endowment variables. The new data basis of school proficiency, Sistema Mineiro de Avaliação da Educação Pública (Simave), and cost-measurement, Sistema Informacional de Custo Aluno (Sica), either the Educational Census of Education Ministry 2003, permitted this new application of efficiency measurement for schools. The results shows that input-complementarity *in* and *out* school contribute to greater performance. Best located schools, where the educational inputs are better, are more efficient in probability. However, there are some good examples of efficient schools emerging from poor regions and, in general terms, all stated educational results can improve considerably if the schools get to improve their efficiency.

REFERÊNCIAS

AFONSO, A.; AUBYN, M. ST. *Cross-country efficiency of secondary education provision*: a semi-parametric analysis with non-discritionary inputs. Frankfurt: European Central Bank, 2005. 39 p. (Working paper, n. 494).

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, n.1, p. 21-37, 1977.

AIGNER, D. J.; CHU, S. F. On estimating the industry production function. *American Economic Review*, v. 58, n. 4, p. 826-839, 1968.

ALI, A. I.; SEIFORD, L. M. Translation invariance in data envelopment analysis. *Operations Research Letters*, v. 9, n. 6, p. 403-405, Nov. 1990.

BANKER, R. Maximum likelihood, consistency and data envelopment analysis: a statistical foundation. *Management Science*, v. 39, n. 10, p. 1.265-1.273, Oct. 1993.

BANKER, R.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, p. 1.078-1.092, Sep. 1984.

BDMG. *Minas Gerais do Século XXI*. Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais. Belo Horizonte: Rona Editora, v. 1, cap. 3, 2002.

BRASIL. Ministério da Educação e Cultura. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais. *Censo Educacional 2003*: avaliação. Brasília: Inep, 2003.

CAZALS, C.; FLORENS, J.; SIMAR, L. Nonparametric frontier estimation: a robust approach. *Journal of Econometrics*, v. 106, n. 1, p. 1-25, 2002.

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.

_____. Evaluating program and managerial efficiency: an application of data envelopment analysis to program follow through. *Management Science*, v. 27, n. 6, p. 668-697, June 1981.

COELLI, T.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Boston: Kluwer Academic, 1998. 275 p.

COLEMAN, J. S.; CAMPBELL, E. Q.; HOBSON, C. J.; MCPARTLAND, J.; MOOD, A. M.; WEINFELD, F. D.; YORK, R. L. *Equality of educational opportunity.* Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, 1966.

DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. *Econometrica,* v. 19, n. 3, p. 273-292, July 1951.

FAÇANHA, L.; MARINHO, A. Instituições federais de ensino superior: modelos de financiamento e o incentivo à eficiência. *Revista Brasileira de Economia,* v. 53, n. 3, p. 357-386, jul./set. 1999.

_____. *Instituições de ensino superior governamentais e particulares*: avaliação comparativa de eficiência. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para discussão, n. 813).

FARE, R.; GROSSKOPF, S.; WEBER, W. Measuring school district performance. *Public Finance Quarterly*, v. 17, n. 4, p. 409-420, Oct. 1989.

FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FARIA, A. F.; JANUZZI, P. M. *Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação*: uma investigação através da análise envoltória no Estado do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: Ipea, 2006 (Prêmio Ipea-Caixa 2006; Concurso de Monografias. Tema 1: Eficiência e Efetividade do Estado no Brasil).

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. *Atlas de Desenvolvimento Humano*. Pnud e Ipea. 2000. Disponível em: <http://www.fjp.gov.br/produtos/cees/idh/atlas_idh.php>. Acesso em: 03 de julho de 2006.

GASPARINI, C. E.; RAMOS, F. S. Efetividade e eficiência no ensino médio brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 7, n. 2, p. 389-411, 2003.

GIBELS, I.; MAMMEN, E.; PARK, B. U.; SIMAR, L. On estimation of monotone and concave frontier functions. *Journal of the American Statistical Association,* v. 94, n. 445, p. 220-228, Mar. 1999.

GREENE, W. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H.; LOVELL, C. A. K.; SCHIMDT, P. (Eds.). *The measurement of productive efficiency*: techniques and applications. Oxford: Oxford University, p. 68-119, 1993.

HANUSHEK, E. A.; LUQUE, J. *Efficiency and equity in schools around the world*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 2002. 42 p. (Working papers, n. 8.949).

HANUSHEK, E. A. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, v. 24, n. 3, p. 1.141-1.177, Sep. 1986.

KNEIP, A.; SIMAR, L.; WILSON, P. W. *Asymptotics for DEA estimates in nonparametric frontier models*. 2003. 37 p. (Technical report, n. 0323).

MARINHO, A.; RESENDE, M.; FAÇANHA, L. O. Brazilian federal universities: relative efficiency evaluation and data envelopment analysis. *Revista Brasileira de Economia,* v. 51, n. 4, p. 489-508, Oct./Dec. 1997.

McCARTY, T. A.; YAISAWARNG, S. Technical efficiency in New Jersey School Districts. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (Eds.). *The measurement of productive efficiency*: techniques and applications. Oxford: Oxford University, p. 271-287, 1993.

OLIVEIRA, J. B. A.; SCHWARTZMAN, S. *A escola vista por dentro*. Belo Horizonte: Alfa Educativa, 2002.

SAMPAIO DE SOUSA, M. C.; STOSIC, B. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. *Journal of Productivity Analysis,* v. 24, n. 2, p. 157-181, 2005.

SAMPAIO DE SOUSA, M. C.; RAMOS, F. S. Eficiência técnica e retornos de escala na produção de serviços públicos municipais: o caso do Nordeste e do Sudeste brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 53, n. 4, p. 433-461, 1999.

SHEPPARD, R. W. *Theory of cost and production function*. Princeton, NJ: Princeton University, 1970. 308p.

SIMAR, L. Detecting outliers in frontier models: a simple approach. *Journal of Productivity Analisys,* v. 20, n. 3, p. 391-424, 2003.

SIMAR, L.; WILSON, P. W. Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. *Management Science*, v. 44, n. 1, p. 46-61, Jan. 1998.

_____. Non-parametric tests of returns to scale. *European Journal of Operational Research*, v. 139, n. 1, p. 115-132, 2002.

_____ . Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production process. *Journal of Econometrics*, v. 136, n. 1, p. 31-64, 2007.

SOARES, T.; PEREIRA, D. Estudo de critérios de adequação para modelos da teoria da resposta ao item (TRI) aplicado ao caso do ensino fundamental da microrregião de Juiz de Fora em 1999. *Educação em Foco*, v. 6, n. 2, p. 91-108, 2002.

WILSON, P. W. *Efficiency in education production among PISA countries with emphasis on transitioning economies.* Texas: University of Texas, 2005. 40 p. Disponível em: <http://upeg.eerc.kiev.ua/conf/papers/Wilson_Paul.pdf>. Acesso em: 23 de janeiro de 2007.

(Originais recebidos em agosto de 2007. Revistos em outubro de 2007.)

CICLOS ELEITORAIS E POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Carlos Eduardo Soares Gonçalves*
Fernando Roberto Fenolio**

O objetivo deste artigo é analisar a influência do calendário eleitoral sobre a condução da política monetária no Brasil. Através de uma regra de Taylor expandida com variáveis eleitorais, investigamos se o Banco Central (Bacen) atuou com objetivos políticos nas eleições do período pós-flutuação cambial. Os resultados obtidos mostram não haver evidências de que a taxa Selic tenha sido manipulada com fins eleitoreiros, o que está em linha com a evidência internacional atestando ausência de ciclos políticos na política monetária. Esse achado acaba reforçando também a percepção de que o Bacen tem desfrutado de verdadeira independência de instrumentos nos últimos anos. Contudo, como trabalhamos com uma amostra relativamente pequena de eleições, nossos resultados devem ser vistos com cautela.

1 INTRODUÇÃO

Ao abandonar a hipótese de que os atores políticos são agentes benevolentes que tomam decisões de política econômica visando maximizar o bem-estar social, a chamada nova economia política nos alerta para o fato de que os incentivos privados dos governantes, como, por exemplo, a busca pela reeleição, podem exercer importante influência sobre a condução da política econômica.

Empiricamente, esse tipo de incentivo do governante se refletiria em um desvio de certas variáveis de política (gastos públicos, juros, tarifas de importação) do seu valor socialmente ótimo. No âmbito específico dos chamados ciclos eleitorais, uma grande quantidade de trabalhos tem se proposto a investigar se o incentivo provido pelo instituto da reeleição exerce influência significativa sobre a condução das políticas fiscal e monetária às vésperas do pleito. Visando contribuir para essa literatura, usamos neste artigo dados da economia brasileira no período pós-flutuação com o intuito de investigar a existência de manipulação eleitoreira da política monetária no período de vigência do sistema de metas de inflação.

Com efeito, existe boa safra de trabalhos empíricos testando a influência do calendário eleitoral no comportamento de variáveis de política econômica no Brasil. Contudo, o foco da pesquisa tem sido na arena fiscal, e desconhecemos artigo que estude a possível influência das eleições sobre a decisão a respeito da taxa básica de juros, objeto do corrente trabalho.

* Professor do Departamento de Economia da USP.

** Mestrando em Economia pela USP.

A opção por estudar a relação entre o comportamento da taxa básica de juros (Selic) e o ciclo eleitoral deve-se ao fato de que no sistema de metas de inflação, adotado pelo governo brasileiro em julho de 1999,[1] ela é o principal instrumento disponível à autoridade monetária na tarefa de trazer a inflação para o mais próximo possível da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Assim, em termos teóricos, as amarras institucionais do arranjo monetário vigente significam que apenas as variáveis que afetam a inflação futura deveriam influenciar as decisões sobre a taxa básica no âmbito das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom).

Em vista disso, nossa estratégia empírica aqui adotada será a seguinte: estimar uma regra de Taylor padrão para a economia brasileira, na qual a Selic hoje é explicada pelo seu valor defasado, por uma medida simples de hiato do produto, pelo desvio da expectativa de inflação da sua meta, e analisar se *dummies* eleitorais entram com significância estatística nessas estimações.

Alternativamente, analisamos se uma regra de Taylor sem variáveis políticas projeta – usando-se dados realizados das variáveis explicativas – taxas de juros muito diferentes das observadas em épocas eleitorais. Esse arcabouço simples nos permite analisar, por exemplo, se no ano de 2002 houve de fato manipulação estratégica da política monetária, como defendido pela oposição de então.

Adiantando nossas conclusões, os resultados obtidos não apontam evidências de que os instrumentos de política monetária sejam afetados pelo calendário eleitoral no Brasil. Em nenhuma das diversas especificações testadas, a *dummy* eleitoral se mostra significativa, e a evolução da taxa Selic é sempre bem explicada, mesmo nos períodos eleitorais, pelo conjunto de variáveis estritamente econômicas. No entanto, como a quantidade de eleições no período de câmbio flutuante é bastante restrita, nosso resultado deve ser interpretado com cautela, como uma primeira tentativa de abordar a questão.

O artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 faz uma revisão da literatura sobre ciclos políticos e os resultados empíricos encontrados internacionalmente e para o Brasil. A seção 3 introduz a metodologia e os dados a serem empregados no estudo. Na seção 4, apresentamos os resultados empíricos obtidos usando mínimos quadrados e dados trimestrais, enquanto dedicamos a seção 5 a testes de robustez empregando o método GMM e usando dados mensais. Finalmente, a seção 6 conclui o trabalho.

1. Para uma avaliação do impacto desse sistema sobre variáveis como inflação e volatilidade do crescimento, ver Ball e Sheridan (2003) e Gonçalves e Salles (no prelo).

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Modelos de ciclos políticos oportunistas[2]

A partir do estudo empírico de Kramer (1971), que investigou a importância das flutuações econômicas sobre as eleições para o congresso americano e, principalmente, do artigo seminal de Nordhaus (1975), o primeiro a desenvolver um modelo formal para os ciclos políticos, iniciou-se uma intensa pesquisa acerca da relação entre o comportamento das variáveis macroeconômicas e os ciclos eleitorais.

A vertente teórica fundada por Nordhaus (1975), Lindbeck (1976) e MacRae (1977), denominada ciclos políticos oportunistas, prega que o objetivo principal dos políticos é maximizar sua probabilidade de reeleição. Nesses modelos, o governante-candidato estimula uma expansão da demanda agregada através de um aumento da oferta de moeda, gerando um rápido crescimento do produto e uma redução do desemprego em anos eleitorais. Desse modo, o candidato aumentaria a probabilidade de reeleger-se. As conseqüências inflacionárias desse estímulo de demanda sobre a economia seriam revertidas logo após o pleito com a adoção de políticas de cunho contracionistas.

Apesar do comportamento cíclico e previsível desse modelo, o resultado eleitoral para o ocupante do cargo público seria positivo devido à ausência de expectativas racionais por parte dos agentes. Os eleitores baseiam seus votos na performance passada da economia, não entendem a natureza oportunista dos ciclos econômicos, e são incapazes de aprender com as experiências anteriores.

Tais modelos pioneiros caíram em descrédito com a revolução das expectativas racionais nos anos 1970, mas a idéia de manipulação eleitoral da política econômica não foi abandonada, com vários artigos buscando compatibilizar expectativas racionais e ciclos políticos. Nessa linha de pesquisa, denominada ciclos oportunistas *racionais*, destacam-se os trabalhos de Cukierman e Meltzer (1986), Rogoff e Sibert (1988), Rogoff (1990) e Persson e Tabellini (1990). A existência de ciclos políticos nessa vertente, em que os eleitores são modelados como racionais, mas possuindo informação imperfeita, deriva do fato de que estes buscam inferir a competência do titular[3] a partir de suas decisões de política. É a tentativa do titular de sinalizar um tipo "competente" que distorce as decisões econômicas nas proximidades das eleições.[4]

---

2. Existe também uma vasta literatura estudando os chamados ciclos políticos partidários, que deixamos de fora desta breve revisão da literatura por não ter correlação com nosso estudo especificamente.

3. Tradução mais próxima que encontramos para *incumbent*.

4. O efeito final sobre o bem-estar é ambíguo, pois a distorção pode ser mais que compensada pela informação inferida sobre a competência do titular.

Em termos gerais, esse tipo de modelo não prevê ciclos de produto agregado à Nordhaus, mas, por exemplo, manipulações orçamentárias envolvendo aumentos das transferências – em detrimento de investimentos de longa maturação – nas vésperas de eleições.

2.2 Resultados empíricos internacionais

Naturalmente, após o desenvolvimento desse arcabouço teórico sobre os ciclos políticos, outros trabalhos surgiram com o objetivo de testar empiricamente as predições dos modelos. Os primeiros resultados foram apresentados por McCallum (1978) e Golden e Poterba (1980). Ambos rejeitaram a teoria proposta por Nordhaus quanto às flutuações no produto e no desemprego em períodos pré-eleitorais nos Estados Unidos. Por sua vez, Alesina, Roubini e Cohen (1997) realizaram estudo semelhante tanto para os Estados Unidos como para 18 países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) entre os anos de 1947-1994 e 1960-1993, respectivamente. Os dados mostraram pouca evidência de ciclos pré-eleitorais nas variáveis macroeconômicas americanas: não há sinais de que a economia cresça mais rápido que a média, e que a taxa de desemprego seja mais baixa que a média, durante os anos eleitorais. Além disso, não se observou um aumento sistemático da inflação após os pleitos, o que reforça a rejeição da teoria dos ciclos políticos oportunistas.

Resultado similar foi encontrado para os países da OCDE. Utilizando uma regressão em painel, Alesina, Roubini e Cohen (1997) mostraram não haver evidências de maior crescimento econômico e menor desemprego em períodos pré-eleitorais também para esse conjunto de países.

Os autores buscaram, além disso, evidências de ciclos diretamente nos instrumentos de política monetária, o que faz total sentido dado que a taxa de crescimento da economia é função de um grande conjunto de variáveis fora do controle dos formuladores de política. Para o conjunto de países da OCDE, apesar de não haver correlação entre taxa de juros e *dummies* eleitorais, há correlação positiva entre estas e a taxa de expansão da moeda.[5] Por outro lado, nenhuma evidência de ciclos políticos foi encontrada para os Estados Unidos, seja na moeda, seja na taxa de juro. Já estudos feitos por Beck (1987) para o período 1960-1980 mostram que a moeda apresenta um comportamento cíclico condizente com os períodos eleitorais. Entretanto, ao controlar o comportamento do agregado monetário por variáveis fiscais, as *dummies* eleitorais perderam significância estatística. Isso levou o autor a concluir que os ciclos observados no M1 eram ocasionados por ciclos eleitorais de cunho fiscal (uma acomodação desse choque) e não por manipulações

5. Note-se, contudo, que isso não significa a existência de ciclos à Nordhaus. O modelo de ciclos racionais de Rogoff e Sibert (1988), por exemplo, gera o mesmo tipo de predição.

originadas no banco central do país. Até porque o autor não encontrou evidências de ciclos eleitorais na taxa de juros controlada pelo Federal Reserve (Fed). De maneira geral, há pouca evidência de manipulação oportunista da política monetária em vésperas de pleito.[6]

Onde surgem sinais mais claros de manipulação eleitoreira da política econômica é na arena fiscal. Por exemplo, Brender e Drazen (2005) mostram, utilizando dados de um grande número de países, que gastos e déficits tendem a se elevar em anos de eleição. A existência de ciclos oportunistas fiscais se deve, contudo, à inclusão na amostra de países denominados pelos autores novas democracias. Para a subamostra de democracias antigas, não há evidências de aceleração de gastos em época de eleição.

O mais curioso no que concerne ao chamado ciclo fiscal é que pelo menos desde o estudo de Peltzman (1992), inúmeros artigos têm confirmado o achado de que eleitores são fiscalmente conservadores, punindo elevações de gastos em anos eleitorais. A literatura ainda não forneceu uma resposta convincente que concilie ambas as evidências.

2.3 Resultados empíricos para o Brasil

Diversas pesquisas realizadas para o Brasil mostram claramente a influência do calendário eleitoral sobre a condução da política fiscal. Os resultados se apresentam robustos para diferentes períodos de tempo, amostras e metodologias. Botelho (2002) analisou o comportamento fiscal dos 27 estados da federação entre 1986 e 2000. Através de um modelo *logit* com efeitos fixos, o autor encontrou evidência de forte ampliação do endividamento do setor público em anos eleitorais.

Abrangendo um período um pouco maior, entre 1983 e 2000, Bittencourt e Hillbrecht (2003), utilizando um modelo de painel dinâmico, encontraram resultados fiscais semelhantes para a totalidade dos estados brasileiros. Os autores concluíram que a despesa pública é significativamente afetada pela proximidade das eleições e que a receita apresenta um aumento no ano eleitoral. Nakaguma e Bender (2004), em um estudo acerca dos impactos da emenda da reeleição e da lei de responsabilidade fiscal sobre a performance fiscal dos estados brasileiros entre 1986 e 2002, também encontraram evidências de que as variáveis de despesa e receita orçamentária são fortemente influenciadas pelo período eleitoral, com aumento significativo do déficit em ano de eleições. Ademais, os autores constataram que a emenda da reeleição acentuou os ciclos políticos nos estados e redirecionou os gastou públicos para setores mais visíveis, ou seja, aqueles com maiores dividendos eleitorais.

6. É importante ressaltar que a evidência empírica mostra que o desempenho da economia afeta, sim, a probabilidade de reeleição do titular. A não existência de manipulação eleitoreira da política monetária por parte do titular não significa que mais crescimento e menos inflação não influenciem os resultados das urnas – ver, por exemplo, Brender e Drazen (2005).

Mas os estudos sobre ciclos políticos no Brasil não se restringiram somente à esfera fiscal. Fialho (1997) reproduziu para o Brasil a metodologia empregada por Alesina, Roubini e Cohen (1992) para os países da OCDE. Utilizando dados para o período 1953-1995, a autora encontrou evidência de ciclos políticos para o Produto Interno Bruto (PIB) real e para a oferta real de moeda, mas não para a taxa de desemprego e para a inflação. Paiva (1994) mostrou que os preços regulados pelo governo também sofrem influência do calendário político. Investigando o mercado da gasolina no período 1969-1984, o autor mostrou que o preço do combustível (em termos reais) é mais alto quando as eleições estão distantes e mais baixo em períodos que imediatamente precedem um novo pleito. Bonomo e Terra (1999) encontraram evidências de ciclos eleitorais na taxa de câmbio real no período 1964-1996. Através de um modelo Markov Switching, os autores identificaram uma probabilidade maior de a taxa de câmbio real estar apreciada nos meses que antecedem as eleições, enquanto a probabilidade de a taxa de câmbio real estar depreciada é maior após as eleições.

Tendo como pano de fundo essa literatura, nosso objetivo neste artigo é contribuir para o debate sobre ciclos políticos no Brasil, investigando se, para o período eleitoral mais recente, há evidências de manipulação eleitoreira da taxa de juro básica.

3 METODOLOGIA E DADOS

A primeira questão relevante ao se testar a presença de ciclos eleitorais na política monetária é identificar corretamente o instrumento de política utilizado pelo Bacen. A maioria dos estudos internacionais faz uso de uma medida de agregado monetário, em geral o M1. Uma das razões para a escolha desse instrumento é o período utilizado para os estudos, que, em média, compreendeu as décadas de 1960, 1970 e 1980. Durante aqueles anos, a velocidade de circulação da moeda ainda apresentava comportamento relativamente estável, sem ser afetada pelas inovações e desregulamentação financeira dos anos 1980. Assim, mesmo que alguns países já empregassem a taxa de juro como instrumento, era razoável analisar a política monetária via evolução dos agregados devido à relação robusta entre as duas variáveis.

Este artigo se restringirá ao período pós-desvalorização cambial, ocorrida em 1999, por dois motivos. Primeiro, porque entre 1994 e 1998,[7] o regime de câmbio fixo tornava a política monetária endógena, não uma variável de escolha do titular. E, segundo, porque estamos interessados em analisar se a possibilidade da reeleição, que surge apenas em 1997, influencia a decisão da autoridade monetária

7. Antes disso, vivíamos em um ambiente de hiperinflação, em que faz menos sentido um estudo sobre ciclos políticos da política monetária.

sobre a taxa básica de juros que, dentro do arcabouço institucional das metas de inflação, deveria pautar-se somente por critérios técnicos e econômicos.

Seguindo o padrão de uma vasta literatura em política monetária iniciada por Taylor (1993), assumiremos aqui que o juro básico livre de influências eleitorais é uma função dos juros defasados, da diferença entre a expectativa de inflação e a meta, do hiato do produto e da variação da taxa nominal de câmbio.

Mais precisamente, estimaremos uma regra de Taylor seguindo a forma funcional proposta por Minella *et al.* (2003), a ela adicionando nossas *dummies* eleitorais. Em termos algébricos:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1-\beta_1)\left(\beta_0 + \beta_2\left(E_t\pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}\right) + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 DE_i\right) + v_t \qquad (1)$$

onde i_t é a taxa de juros decidida pela autoridade monetária; $E_t\pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação; π^*_{t+j} é a meta de inflação para o ano corrente e para o ano vindouro; y_{t-1} é o hiato do produto; DE_i é o conjunto de variáveis eleitorais; e v_t é um choque exógeno da taxa de juros.

A presença da variável dependente defasada dentro do vetor de regressores tem como objetivo permitir que as oscilações na taxa de juros ocorram de maneira suave, aproximando-se do real comportamento adotado pelo Bacen. Por isso, a estimativa do parâmetro β_1 deve pertencer ao intervalo (0,1).

Seguindo a literatura empírica internacional sobre ciclos políticos, este artigo optou pela periodicidade trimestral das observações em detrimento dos estudos feitos para o Brasil que se basearam em dados mensais ou anuais. Tal escolha tem como objetivo compatibilizar os resultados aqui obtidos com aqueles observados para os Estados Unidos e os países da OCDE a fim de que haja uma base de comparação em comum.[8]

Como mencionado, nossa análise irá se restringir ao período pós-1999. Apesar de o início do regime de metas de inflação ser datado de julho de 1999, nossa amostra começa no primeiro trimestre de 2000 e termina no quarto trimestre de 2006. Tal restrição é imposta pela série de expectativas de inflação coletada pelo Bacen junto às instituições financeiras, que começou em janeiro de 2000. Como os dados originais são de periodicidade diária, a observação trimestral foi obtida através de uma média da expectativa de inflação que vigorou na véspera de cada reunião do Copom realizada nos três meses referentes ao período desejado, no caso das regressões com dados trimestrais.

8. As análises também foram feitas com observações mensais e estão contidas na seção Testes de Robustez, ao final do artigo.

A construção da medida de desvio da inflação esperada em relação à meta seguirá o padrão sugerido por Minella *et al.* (2003), adequando-a à configuração trimestral das observações.[9] Esse algoritmo promove uma ponderação móvel dos trimestres do ano atual e do próximo, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de trimestres restantes no ano. A idéia é de que essa medida capta melhor a essência do comportamento do Bacen em um regime de metas de inflação baseado no calendário gregoriano. Levando-se em conta a existência de defasagens nos mecanismos de transmissão da política monetária, essa especificação assume que o Bacen, nas suas decisões sobre a taxa Selic, atribui maior peso à meta do ano *t* nos dois últimos trimestres do ano *t*–1 e nos dois primeiros trimestres do ano *t*.

A taxa Selic decidida pelo Copom foi a escolha natural para a série de taxa de juros. Novamente, precisamos transformar essa observação mensal em dados trimestrais. O critério utilizado foi escolher a taxa Selic (efetiva) que vigorou no último dia do respectivo trimestre/mês.[10] Para a variável de produto utilizamos o logaritmo da produção física industrial mensal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), ajustada sazonalmente. No caso trimestral, computamos a média da produção física industrial em cada trimestre e aplicamos o filtro Hodrick-Prescott para obter uma medida de produto potencial da indústria. A variável "hiato do produto" foi definida como a diferença entre os logaritmos da média trimestral da produção industrial e o produto potencial calculado pelo filtro HP. Vale enfatizar que a divulgação dos dados de produção industrial pelo IBGE ocorre com dois meses de atraso, e, portanto, o Bacen não dispõe de informações atualizadas sobre o nível de atividade quando determina o novo patamar para a taxa de juros. Em vista disso, utilizamos a variável hiato defasada em um período em nossas regressões.[11, 12]

Antes de prosseguir para as regressões em si, analisamos se as variáveis empregadas são ou não estacionárias. Dois testes de raiz unitária foram realizados: um teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), cuja hipótese nula assume a presença de uma raiz unitária na série, e um teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula assume a estacionariedade da série. O objetivo de se utilizar dois testes de raiz unitária com hipóteses nulas opostas é tentar controlar o baixo poder do teste inerente a esses procedimentos. As conclusões obtidas para a taxa Selic e para o hiato do produto foram as mesmas: ambas as séries não

9. $D_j = \left(\frac{4-j}{4}\right)\left(E_j\pi_t - \pi_t^*\right) + \frac{j}{4}\left(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*\right)$, em que j é o trimestre do ano t. Por exemplo, no quarto trimestre de um dado ano, passa a importar somente o desvio da expectativa da inflação para o ano seguinte em relação à meta do ano seguinte.

10. A nosso ver, esta opção faz mais sentido que empregar a média da Selic para o período inteiro, pois ajuda a contornar um potencial problema de causalidade reversa na estimação da regra de Taylor.

11. O que também minimiza eventuais preocupações quanto à causalidade reversa, do juro para a atividade.

12. Testamos a inclusão da variação cambial na regra de Taylor, mas o coeficiente dessa variável em nenhum modelo se mostrou significativa.

apresentam raiz unitária a um nível de significância de 5%. A medida de desvio da expectativa de inflação em relação à meta pode ser considerada estacionária a 6,7% no teste ADF. No teste KPSS, a série em questão não rejeitou a hipótese de estacionariedade a 5% de significância.

Portanto, dado o comportamento estacionário das demais séries, nossas estimações serão feitas usando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

3.1 Variáveis políticas

Antes de detalharmos nosso conjunto de variáveis políticas, precisamos definir quais eleições ocorridas dentro do intervalo de nossa amostra serão analisadas. As eleições consideradas neste estudo são os pleitos presidenciais de 2002 e 2006, e os pleitos municipais de 2000 e 2004. A inclusão das eleições municipais decorre da possibilidade de que o governo federal possa exercer algum tipo de pressão sobre o Bacen para que este promova uma flexibilização monetária capaz de impulsionar a economia durante o ano das eleições para prefeito. Com isso, os candidatos do partido do governo poderiam atrelar suas candidaturas ao bom desempenho econômico proporcionado pelo presidente.

A construção do conjunto de *dummies* eleitorais, que são adicionadas à regra de Taylor, é similar à feita por Alesina, Cohen e Roubini (1997), Grier (1989) e Williams (1990). Um ponto importante levantado por esses autores e por nós incorporado diz respeito à necessidade de levar em consideração a existência de defasagens para que o estímulo monetário se reflita no nível de atividade e, conseqüentemente, aja em prol do titular. Em vista disso, uma *dummy* eleitoral visando captar a manipulação oportunista dos juros precisaria também incorporar tais defasagens.

Levando isso em conta, construímos a variável ELE4TE, que assume o valor igual a 1 nos quatro trimestres anteriores à eleição, incluindo o trimestre eleitoral, e 0 nos demais períodos. Note-se que o fato de as eleições no Brasil ocorrerem em outubro, primeiro mês do trimestre eleitoral, pode levar essa variável *dummy* a captar alterações na taxa de juro realizadas pós-eleições, podendo estar aí inclusas medidas impopulares (como, por exemplo, um arrocho monetário) que só seriam tomadas após terminado o pleito. Para contornar um possível "viés positivo" na variável ELE4TE, construímos a *dummy* ELE4, que assume valor igual a 1 nos quatro trimestres anteriores à eleição, excluindo-se o trimestre eleitoral, e 0 nos demais períodos.

Para ambas as variáveis, criamos também uma versão apenas para as eleições presidenciais, denominadas ELEP4TE e ELEP4, que possuem a mesma definição das *dummies* originais, porém com a exclusão dos pleitos municipais de 2000 e 2004.

Mas, a formulação dessas variáveis pode ser criticada em virtude da maneira abrupta com que se iniciam e se encerram os ciclos políticos, definidos assim de maneira "binária" (0 ou 1). Por isso, seguindo a sugestão de Grier (1989) e Williams

(1990), construímos *dummies* cíclicas não binárias nas quais se assume que os incentivos a manipular a política monetária dependem do tempo restante até o próximo pleito. A idéia por trás dessa *dummy* é de que quanto mais próximo do trimestre eleitoral, menor seria a ingerência política do Bacen na condução da política monetária, visto que medidas expansionistas às vésperas da eleição não teriam tempo suficiente para afetar variáveis reais. Assim, assumimos que a possível importância dada pelo Bacen às eleições é crescente durante o ano anterior ao pleito, alcançando seu ponto máximo quatro trimestres antes do trimestre eleitoral. Com isso, haveria tempo para que um hipotético estímulo monetário afetasse as variáveis reais nos períodos imediatamente precedentes às eleições. Baseando-se nessa premissa, a variável *dummy* ELAG assume valor igual a 4 um ano antes das eleições, declinando linearmente até 0 no trimestre eleitoral. No trimestre subseqüente a variável volta a subir de forma linear a partir do valor igual a 1 até alcançar o valor igual a 4, período no qual restará um ano para as próximas eleições (estamos considerando eleições municipais e presidenciais).

Essa variável eleitoral também possui uma versão apenas para as eleições presidenciais. A variável EPLAG segue o mesmo padrão cíclico de ELAG, porém assume valor igual a 0 no ano anterior e corrente da eleição municipal.

A tabela 1 sumariza as variáveis políticas utilizadas neste artigo:

TABELA 1
Conjunto de variáveis políticas de periodicidade trimestral

ELE4TE	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições (incluindo o trimestre eleitoral) 0, caso contrário
ELE4	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições (excluindo o trimestre eleitoral) 0, caso contrário
ELEP4TE	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições presidenciais (incluindo o trimestre eleitoral) 0, caso contrário
ELEP4	1 para os 4 trimestres anteriores às eleições presidenciais (excluindo o trimestre eleitoral) 0, caso contrário
ELAG	0 no trimestre da eleição 1 no trimestre imediatamente posterior à eleição, subindo linearmente até 4, quando restará um ano para a próxima eleição. Posterior declínio até 0 no trimestre eleitoral.
EPLAG	0 no trimestre da eleição e no ano anterior e corrente da eleição municipal 1 no trimestre imediatamente posterior à eleição municipal, subindo linearmente até 4, quando restará um ano para a eleição presidencial. Posterior declínio até 0 no trimestre eleitoral.

4 RESULTADOS

Nesta seção apresentamos os resultados de nossas estimações. A tabela 2 sumariza as diversas especificações testadas, começando, na coluna (1), pela estimação de uma regra de Taylor simples, sem a inclusão de qualquer *dummy* política.

É interessante notar que todas as "variáveis econômicas", além de apresentarem sinal de acordo com o esperado, se mostraram estatisticamente significativas.[13]

TABELA 2
Regra de Taylor com *dummies* eleitorais
(Método: MQO 2000:1T a 2006:4T – variável dependente: Selic)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constante	13,26	13,63	13,83	12,97	13,35	13,19	13,08
	[13,50]	[9,52]	[11,99]	[10,77]	[13,95]	[12,80]	[14,13]
Selic (–1)	0,64	0,63	0,63	0,66	0,64	0,64	0,64
	[10,80]	[7,64]	[9,53]	[9,48]	[10,44]	[9,92]	[10,49]
Desvio da inflação	4,80	4,62	4,54	4,95	4,77	4,78	4,77
	[6,76]	[5,20]	[5,98]	[5,73]	[6,50]	[6,56]	[6,75]
Hiato (–1)	1,18	1,10	1,05	1,27	1,17	1,18	1,14
	[3,37]	[2,54]	[2,76]	[2,84]	[3,21]	[3,32]	[3,26]
ELE4TE	–	–0,30	–	–	–	–	–
		[–0,31]					
ELE4	–	–	–0,57	–	–	–	–
			[–0,65]				
ELEP4TE	–	–	–	0,42	–	–	–
				[0,40]			
ELEP4	–	–	–	–	–0,17	–	–
					[–0,19]		
ELAG	–	–	–	–	–	0,05	–
						[0,14]	
EPLAG	–	–	–	–	–	–	0,18
							[0,64]
R^2 ajustado	0,952	0,950	0,950	0,950	0,950	0,950	0,950
Estatística Q(1)	(0,867)	(0,895)	(0,999)	(0,766)	(0,915)	(0,861)	(0,809)
Estatística Q(2)	(0,871)	(0,884)	(0,824)	(0,828)	(0,899)	(0,881)	(0,803)

[ ] – Estatística-t.
( ) – Valor-p.

13. Todos os valores-p são inferiores a 5%.

Note-se também que a inclusão de *dummies* políticas nas outras seis especificações alterou muito pouco os valores dos coeficientes (e a significância estatística) dessas variáveis econômicas.

O coeficiente defasado da taxa de juros ficou abaixo das estimativas realizadas com dados de periodicidade mensal (em torno de 0,90) o que provavelmente se deve à freqüência trimestral das observações utilizadas neste artigo. Porém, seu nível ainda elevado indica que o Bacen procura sim atenuar os movimentos da Selic.

O coeficiente relativo ao desvio da expectativa de inflação em relação à meta é economicamente muito significativo. A estimativa pontual do parâmetro é de magnitude bastante elevada. A título de comparação, Minella *et al.* (2003), utilizando dados até dezembro de 2002, encontram parâmetros (para as três especificações construídas) que oscilam entre 2.0 e 2.3. Como a forma funcional estimada é a mesma, significa que o Bacen nos últimos quatro anos foi menos tolerante com desvios da inflação em relação à meta do que seu antecessor.

Outro resultado que difere da estimativa obtida por Minella *et al.*(2003) diz respeito ao comportamento da variável hiato do produto. Ao contrário do apresentado naquele estudo, essa variável apresentou em nossas estimações um coeficiente estatisticamente significativo, e com o sinal esperado: aumentos do hiato, que potencialmente levam à inflação mais alta no futuro, estão associados a elevações da taxa básica de juros. O fato de este termo se mostrar significativo para a amostra estendida até 2006, mas não até 2002, sinaliza um aumento da aversão inflacionária da autoridade monetária nos últimos quatro anos.

A essa especificação básica da regra de Taylor, adicionamos, nas colunas (2) e (7), nossas *dummies* políticas. Nas colunas (2) e (3), as *dummies* ELE4TE e ELE4 que incluem as eleições presidenciais e municipais, estão longe de ser estatisticamente significativas. Nas especificações (4) e (5) incluímos apenas as variáveis políticas referentes às eleições presidenciais. O objetivo é verificar se a ausência de evidência de ciclos oportunistas na política monetária nas colunas (2) e (3) se deve à inclusão das eleições municipais, para as quais o Governo Central não daria a mesma relevância dispensada às presidenciais. Não é esse o caso. Como se vê, as *dummies* ELEP4TE e ELEP4 tampouco se mostraram estatisticamente significativas.[14] Nas especificações (6) e (7) introduzimos as *dummies* cíclicas, ELAG e EPLAG, que buscam incorporar a idéia das defasagens na transmissão da política monetária. O resultado que segue é o mesmo: as *dummies* políticas não se mostram estatisticamente significativas. Por fim, testamos também a possibilidade de o ciclo eleitoral se dar via mudança de elasticidade dos juros em relação às variáveis inflação esperada e hiato do produto. Para isso, adicionamos, além da *dummy* de intercepto,

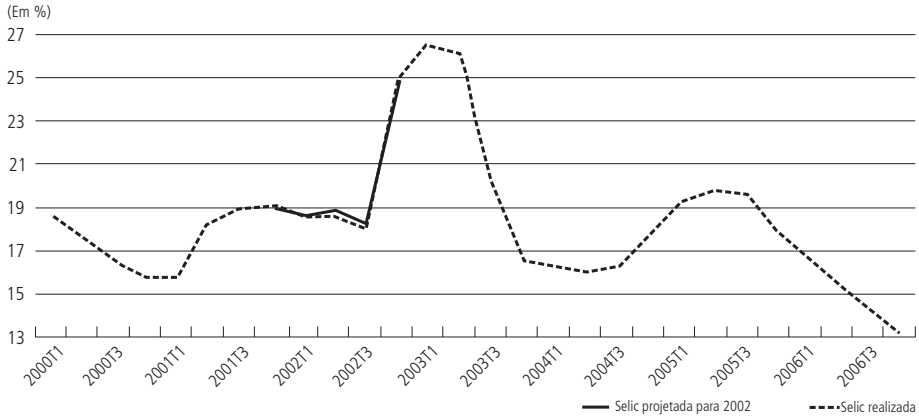
14. A primeira delas inclusive apresentando sinal contrário ao sugerido pela teoria dos ciclos oportunistas.

dummies de inclinação. Contudo, nenhuma dessas interações se mostrou estatisticamente significativa.

Adicionalmente, projetamos a taxa de juros para o período eleitoral de 2002 (quando foram mais vigorosas as críticas de manipulação eleitoreira da política monetária) através da regra de Taylor sem variáveis políticas, usando os dados *realizados* das variáveis explicativas. Como os parâmetros econômicos mudaram sensivelmente nos últimos quatro anos, estimamos uma regra de Taylor para o período 2000-2002 (usando dados mensais) buscando capturar a essência do comportamento do Bacen para aquela época. O gráfico a seguir mostra que não há desvios importantes entre a trajetória projetada e realizada para a taxa básica de juros durante 2002.

Em suma, esse conjunto de evidências reforça a percepção de que o Bacen tem atuado com independência na condução da política monetária nos últimos anos.

Taxa Selic: projeção para 2002



5 TESTES DE ROBUSTEZ: DADOS MENSAIS E GMM

O objetivo desta seção é realizar dois procedimentos estatísticos adicionais àquele feito anteriormente, de forma a garantir a confiabilidade dos resultados obtidos. O primeiro deles é estimar a regra de Taylor ainda por mínimos quadrados, porém utilizando dados em freqüência mensal, ou seja, que se inicia em janeiro de 2000 e termina em dezembro de 2006. Com isso, a amostra é expandida de 28 para 84 observações, o que aumenta a robustez das estimativas.

O segundo procedimento é utilizar um outro estimador para a função de reação do Bacen. No caso, o método generalizado dos momentos (GMM), seguindo a sugestão proposta por Clarida, Gali e Gertler (1998, 2000). O motivo pelo qual escolhemos esse novo estimador para a regra de Taylor deriva de possíveis

problemas que se poderiam encontrar na série de expectativas inflacionárias coletada pelo Bacen junto às instituições financeiras e que prejudicariam a estimativa dos parâmetros. Um desses problemas é a possível endogeneidade da série de expectativa de inflação que, no caso, é uma variável explicativa no modelo. Alguma variável omitida que afeta a taxa de juro pode também influir na trajetória das expectativas inflacionárias, gerando viés de estimação. Além disso, uma alteração não esperada pelo mercado na taxa Selic poderia sinalizar ao público que a atual leitura sobre o cenário econômico vigente não é adequada, o que levaria os agentes a reajustar suas projeções futuras para a inflação. Nesse caso clássico de causalidade reversa, o coeficiente da variável "expectativas inflacionárias" também estaria enviesado.

Outra crítica comumente feita à série de expectativas refere-se à possibilidade de comportamento oportunista dos agentes no momento de reportar as projeções ao Bacen, visando influenciar indiretamente o rumo da taxa de juro. Isso implicaria que o termo aleatório da regra de Taylor não se resumiria apenas a um choque da política monetária, mas também a um componente associado à diferença entre a inflação inicialmente projetada e aquela efetivamente realizada – Clarida, Gali e Gertler (1998, 2000). Podemos ver isso claramente substituindo-se o valor esperado para a taxa de inflação na expressão (1) pelo seu valor efetivo:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1-\beta_1)\left(\beta_0 + \beta_2\left(\pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}\right) + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 DE_i\right) + \varepsilon_t \qquad (2)$$

Subtraindo-se a equação (1) de (2), obtemos:

$$\varepsilon_t = -(1-\beta_1)\left[\beta_2\left(\pi_{t+j} - E_t\pi_{t+j}\right)\right] + v_t \qquad (3)$$

Fica claro, portanto, que o termo de erro ε_t é uma combinação linear entre os erros de previsão para a inflação e o choque exógeno da taxa de juros. Notemos a implicação dessa conclusão: caso a previsão de inflação dos agentes econômicos para o período $t + j$ seja superestimada, isto é, fique acima do resultado efetivamente observado, o termo aleatório ε_t assumirá um valor positivo. Isso significa que, *ceteris paribus*, a autoridade monetária elevará a taxa de juros baseando-se não em um fator econômico ou de outra natureza que realmente afete a inflação esperada, mas sim em função de um erro de previsão dos agentes que traçaram um cenário pessimista ou estratégico para a trajetória inflacionária. A magnitude desse ajuste na taxa básica dependerá da importância dada pelo Bacen a desvios da inflação esperada em relação à meta (β_2) e do grau de suavização adotado para a política monetária (β_1).

Por fim, pode-se argumentar que a série de expectativa de inflação não capta de maneira correta os sinais inflacionários emitidos por outros indicadores econômicos, como aqueles vindos do nível de atividade, da taxa de câmbio e dos preços das *commodities*, por exemplo. Com isso, a estimação da regra de Taylor sem algumas dessas variáveis que afetam a trajetória futura dos preços e a condução da política monetária pelo Bacen poderiam criar um problema de viés de variáveis omitidas na equação.

A estimação da regra de Taylor pelo GMM é uma forma de contornar essas possíveis distorções. O método propõe a utilização de um conjunto adicional de variáveis no processo de estimação dos parâmetros com o objetivo de reunir o máximo de informação disponível considerada potencialmente útil para projetar a inflação. Em outras palavras, esse vetor de instrumentos representaria o conjunto de informação disponível à autoridade monetária que construiria suas próprias expectativas de inflação baseada nesses dados.

Obviamente, os instrumentos escolhidos devem ser não-correlacionados com o termo de erro, ε_t. A quebra dessa hipótese implica a não validade das variáveis selecionadas para o conjunto de informação do Bacen. As séries que possivelmente atendem a essa condição são aquelas utilizadas de forma defasada dentro do vetor.[15] Por fim, é possível que haja mais instrumentos do que parâmetros a serem estimados, o que leva o modelo a um caso de sobreidentificação. O procedimento natural a ser empregado com o objetivo de se averiguar a validade dos instrumentos selecionados é o teste de Sargan. A hipótese nula do teste é a de que os instrumentos são não-correlacionados com os resíduos. A rejeição dessa hipótese indica que as condições de ortogonalidade não foram atendidas e o modelo não é adequado.

Assim como a estimação da regra de Taylor por MQO que será apresentada nesta seção, a estimação por GMM da função de reação do Bacen também será feita com séries de periodicidade mensal. Logo, teremos de realizar algumas adaptações nas variáveis econômicas e políticas que utilizamos na seção anterior. A construção da série de desvio da inflação esperada em relação à meta seguirá o algoritmo original sugerido por Minella *et al.* (2003),[16] enquanto o dado mensal de expectativa inflacionária é obtido através da coleta do valor esperado para a inflação que vigorou às vésperas de cada reunião do Copom.[17]

15. Como exemplo de ortogonalidade, temos a taxa de câmbio defasada, ao passo que a mesma variável utilizada de forma contemporânea não atende a essa condição, visto que modificações inesperadas da taxa de juros afetam o comportamento do câmbio no mesmo momento.

16. $D_j = \left(\frac{12-j}{12}\right)\left(E_j\pi_t - \pi_t^*\right) + \frac{j}{12}\left(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*\right)$, em que j é o mês do ano t.

17. A partir de 2006, as reuniões do Copom passaram a ser realizadas a cada 45 dias e não mais a cada 30 dias. Desse modo, para os meses em que não ocorreram as reuniões, optamos por replicar o valor observado no mês imediatamente anterior para todas as variáveis do modelo como forma de preservar a sensibilidade da resposta da taxa de juros às modificações nas demais variáveis explicativas.

A taxa Selic efetiva de final de período continua sendo nossa série representativa para a taxa de juros. Para a medida de "hiato do produto", calculamos a diferença entre os logaritmos da série de produção física industrial mensal do IBGE dessazonalizada e seu produto potencial calculado através do filtro HP. Em vez da defasagem de um período, empregada na estimação com dados trimestrais, iremos utilizar a série de "hiato do produto" mensal defasada em dois períodos, em virtude de a divulgação dos dados pelo IBGE ser feita com dois meses de atraso.[18]

Para o GMM, as séries escolhidas para compor o vetor de instrumentos são as seguintes: o "hiato do produto" defasado em dois períodos e a taxa Selic defasada em um período serão os instrumentos de si mesmos; para a série de desvio da expectativa de inflação, utilizamos três variáveis instrumentais: a diferença da variação interanual da taxa de câmbio média do mês com uma e duas defasagens; a taxa de juros do mercado futuro expressa pela taxa de SWAP Pré-DI de 360 dias, descontada a taxa de risco Brasil medida pelo Embi+ Brasil do banco JP Morgan[19] e defasada em um e dois períodos; e a diferença do índice CRB[20] defasado em um período e de forma contemporânea. A inclusão do índice CRB em diferenças e da série da taxa de SWAP360 no nível é devida aos testes de raiz unitária empregados (ADF e KPSS) que indicaram a presença de uma raiz unitária para a primeira série e a ausência de raiz unitária para a segunda série, ambas a 5% de significância. Note-se que todas as variáveis, com exceção do índice CRB, estão defasadas dentro do vetor de instrumentos, o que elimina a possibilidade de que alguma delas seja correlacionada com o choque exógeno da taxa de juros v_t. Já a adição contemporânea do índice de *commodities* no vetor de instrumentos não quebra a hipótese de ortogonalidade dos resíduos, visto que alterações não esperadas na taxa de juros não influem no comportamento do índice CRB.

Para as variáveis políticas, realizamos uma simples correspondência entre a estrutura original baseada em trimestres e as novas *dummies* mensais. Com isso, a variável trimestral ELE4TE corresponde à *dummy* mensal ELE12M, que assume o valor igual a 1 nos 12 meses anteriores à eleição (municipal e presidencial),

18. Os testes ADF e KPSS de raiz unitária também foram efetuados nas séries com dados mensais. Os resultados obtidos seguiram o mesmo padrão observado quando a periodicidade testada foi a trimestral, ou seja, as três variáveis podem ser consideradas estacionárias a 5% de significância.

19. O objetivo de descontar o risco Brasil da taxa de juros futura é amenizar a influência dos prêmios de risco sobre as taxas negociadas no mercado de *swaps*. Após esse ajuste pelo risco, acreditamos que a trajetória observada para a taxa de SWAP Pré-DI 360 acaba representando alterações nas expectativas inflacionárias dos agentes econômicos que normalmente embutem nos contratos futuros a tendência esperada para a inflação.

20. *Commodity Research Bureau Index* agrega os 15 principais índices de *commodities* transacionados no mundo, incluindo *commodities* metálicas, agrícolas e o petróleo. A evolução de preços desse conjunto de *commodities* é um importante sinalizador de inflação futura, conforme relata Sims (1992).

incluindo o mês eleitoral de outubro, e 0 nos demais períodos. Note-se que, com a periodicidade mensal das observações, não precisamos mais nos preocupar com a possibilidade de a *dummy* ELE12M captar alterações na taxa de juros que ocorram após o fim do período eleitoral, como ocorria com a variável ELE4TE e que nos levou a criar a *dummy* ELE4. Portanto, a variável ELE12M e sua versão ELEP12M, associadas apenas para as eleições presidenciais, serão as únicas *dummies* de caráter binário testadas na função de reação mensal do Bacen.

As *dummies* cíclicas não-binárias, que procuram relacionar o incentivo da autoridade monetária em manipular a taxa de juro com o período restante para as eleições, também foram adaptadas à periodicidade mensal dos dados. A variável ELAGM assume valor igual a 12 um ano antes das eleições, declinando linearmente até 0 no mês eleitoral. No mês seguinte, ela assume valor igual a 1 (considerando-se aqui eleições municipais e presidenciais) e volta a subir linearmente até 12, quando restará um ano para a próxima eleição. Criamos também a versão que contempla apenas as eleições presidenciais (EPLAGM) na amostra, o que significa que o ano anterior e corrente às eleições municipais também assume valor igual a 0. A tabela 3 sumariza as *dummies* eleitorais utilizadas na especificação mensal:

TABELA 3
Conjunto de variáveis políticas de periodicidade mensal

ELE12M	1 para os 12 meses anteriores às eleições (incluindo o mês eleitoral) 0, caso contrário
ELEP12M	1 para os 12 meses anteriores às eleições presidenciais (incluindo o mês eleitoral) 0, caso contrário
ELAGM	0 no mês da eleição 1 no mês imediatamente posterior à eleição, subindo linearmente até 12, quando restará um ano para a próxima eleição. Posterior declínio até 0 no mês eleitoral
EPLAGM	0 no mês da eleição e no ano anterior e corrente da eleição municipal 1 no mês imediatamente posterior à eleição municipal, subindo linearmente até 12, quando restará um ano para a eleição presidencial. Posterior declínio até 0 no mês eleitoral

Reestimando as regras de Taylor pelo MMQ e pelo GMM, obtivemos os seguintes resultados:

TABELA 4
Regra de Taylor com *dummies* eleitorais
(Método: MQO 2000:01 a 2006:12 – variável dependente: Selic)

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constante	13,13 [10,57]	13,99 [9,38]	12,62 [7,53]	13,72 [9,47]	12,65 [9,39]
Selic (–1)	0,90 [31,86]	0,89 [27,91]	0,90 [30,49]	0,91 [29,62]	0,89 [31,54]
Desvio da inflação	4,62 [4,84]	4,25 [4,59]	4,83 [4,28]	4,94 [4,03]	4,55 [5,08]
Hiato (–2)	1,40 [2,32]	1,19 [2,08]	1,54 [2,13]	1,50 [2,10]	1,28 [2,31]
ELE12M	–	–0,81 [–0,74]	–	–	–
ELEP12M	–	–	0,86 [0,58]	–	–
ELAGM	–	–	–	–0,17 [–0,74]	–
EPLAGM	–	–	–	–	0,16 [1,21]
R^2 ajustado	0,973	0,973	0,974	0,973	0,973
Estatística Q(1)	(0,191)	(0,212)	(0,185)	(0,192)	(0,272)
Estatística Q(2)	(0,256)	(0,300)	(0,248)	(0,222)	(0,424)

[ ] – Estatística-t.
( ) – Valor-p.

Em linhas gerais, os resultados obtidos pelos dois métodos de estimação não alteraram nossa conclusão inicial de ausência de ciclos eleitorais na política monetária. As *dummies* eleitorais se mantiveram estatisticamente não-significativas e com o sinal oposto ao esperado em metade dos casos (ELEP12M e EPLAGM).

Especificamente quanto às estimativas oriundas do método MQO, observam-se poucas alterações entre os valores obtidos através da regra de Taylor trimestral e mensal. O coeficiente defasado da taxa de juros oscilou dentro do esperado (ao redor de 0,90) para dados de freqüência mensal. A magnitude do parâmetro acima do valor obtido com dados trimestrais (em torno de 0,65) reflete apenas o maior

vínculo entre a informação passada e a corrente, natural para uma série de maior freqüência.

O resultado encontrado para o coeficiente de desvio da expectativa de inflação em relação à meta foi muito similar em ambas as periodicidades testadas, o que corrobora a maior aversão inflacionária do Bacen nos últimos quatro anos, quando esse resultado é comparado com os valores obtidos por Minella *et al.* (2003). Apenas a dispersão da estimativa foi um pouco maior na regra de Taylor mensal (estatística-t um pouco menor) comparada à função com dados trimestrais. Mas nada que comprometesse a significância estatística dos parâmetros.

Já a estimativa da variável hiato do produto, embora, por um lado, tenha se mostrado economicamente mais significativa na regra de Taylor mensal, apresentou, por outro, uma menor significância estatística em relação à regressão com dados trimestrais, apesar de insuficiente para levar os valores-p dos parâmetros abaixo de 5%. O ponto importante é a confirmação de que o nível de atividade realmente afeta a condução da política monetária, fato que ganhou relevância nos últimos quatro anos e que está em linha com a maior aversão inflacionária do Bacen.

Quanto às *dummies* eleitorais, o quadro foi muito similar para as duas periodicidades testadas. A variável ELE12M, apesar de apresentar o sinal esperado *a priori*, é não-significativa estatisticamente. Ao excluirmos as eleições municipais dos cálculos, através da *dummy* ELEP12M, o resultado obtido é ainda mais forte: o sinal do coeficiente se inverte e o parâmetro se mantém estatisticamente não-significativo. As *dummies* cíclicas ELAGM e EPLAGM se mostraram levemente mais significativas na regra de Taylor mensal do que na trimestral, embora ainda distantes do nível aceitável de 5% (45% e 22%, respectivamente, foram os valores-p para ambos os parâmetros).

Desse modo, a estimação da regra de Taylor por MQO com dados mensais não trouxe conclusões novas em relação à função estimada com freqüência trimestral de dados. Na verdade, apenas corroborou os resultados que já havíamos obtido. Não parece ter havido ingerência política na condução da política monetária do Brasil pós metas de inflação.

Quanto às estimativas por GMM (tabela 5 a seguir), o teste de Sargan se mostrou não-significativo para todas as regressões estimadas. Dado também que todas as especificações testadas apresentaram autocorrelação nos resíduos (teste Q de Ljung-Box), apresentamos os desvios-padrão robustos à presença de autocorrelação e heterocedasticidade, utilizando a janela de Bartlett de tamanho definido por Newey-West.

O coeficiente da variável de desvio da inflação em relação à meta, cujos possíveis problemas relacionados à utilização da série de expectativas de inflação

TABELA 5
Regra de Taylor com *dummies* eleitorais
(Método: GMM 2000:01 a 2006:12 – variável dependente: Selic)

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
Constante	11,89 [6,08]	14,20 [6,87]	9,71 [3.04]	12,63 [3,38]	11,40 [6,86]
Selic (–1)	0,94 [40,16]	0,93 [40,55]	0,95 [43,27]	0,97 [30,84]	0,93 [34,84]
Desvio da inflação	5,26 [3,30]	4,34 [3,97]	6,62 [2,99]	10,19 [0,96]	4,96 [3,25]
Hiato (–2)	2,43 [2,.05]	1,74 [2,07]	3,24 [1,.85]	4,93 [0,81]	2,18 [1,97]
ELE12M	–	–2,00 [–1,.02]	–	–	–
ELEP12M	–	–	2,38 [0,85]	–	–
ELAGM	–	–	–	–1,18 [–0,61]	–
EPLAGM	–	–	–	–	0,21 [1,50]
R^2 ajustado	0,970	0,970	0,973	0,968	0,971
Sargan	(0,546)	(0,583)	(0,510)	(0,552)	(0,484)
Estatística Q(1)	(0,036)	(0,031)	(0,077)	(0,027)	(0,066)
Estatística Q(2)	(0,009)	(0,007)	(0,039)	(0,003)	(0,029)

[ ] – Estatística-t.
( ) – Valor-p.
Instrumentos: HIATO(–2) SELIC(–1) D(CÂMBIO(–1)) D(CÂMBIO(–2)) SWAP(–1) SWAP(–2) D(CRB) D(CRB(–1)).
Desvios-padrão robustos à presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

coletada pelo Bacen em sua construção nos levaram a empregar o estimador por GMM, não apresentou resultados muito diferentes daqueles alcançados pelo método de MQO. A magnitude do parâmetro é ainda mais elevada (acima de 5,0), e a significância estatística da estimativa permanece. Apenas na especificação 16 a variável desvio da inflação deixa de ser estatisticamente significativa.

O termo defasado da taxa de juros oscilou em um nível levemente acima de 0,90 e a variável hiato do produto se mostrou significativa a 5% em todas as especificações testadas, com exceção das regressões (15) – coeficiente significativo

a 6,7% – e (16). Ademais, as magnitudes das estimativas foram ainda maiores do que aquelas obtidas por MQO (excluindo-se a especificação (14)).

Ou seja, os resultados encontrados pelo método GMM e MQO são muito similares, reforçando a tese da ausência de ciclo político. Além disso, as estimativas por GMM mostram um Bacen ainda mais avesso à inflação, na medida em que os coeficientes da variável de desvio da expectativa e do hiato do produto apresentam magnitude superior àquelas observadas nas regressões por MQO.

Em suma, os testes realizados nesta seção corroboram as conclusões obtidas na seção anterior de que o Bacen tem atuado com independência *de facto* na condução da política monetária e seu grau de aversão inflacionária aumentou nos últimos quatro anos.

6 CONCLUSÃO

Neste artigo, investigamos a possibilidade de que a política monetária, ou mais especificamente a taxa Selic, tenha sido em alguma medida influenciada por considerações de natureza política no período de vigência do sistema de metas inflacionárias. Mais precisamente, construímos *dummies* políticas para as eleições de 2000, 2002, 2004 e 2006 e analisamos sua relevância estatística em uma regra de Taylor que visa explicar o comportamento da autoridade monetária nos últimos seis anos.

Diferentemente dos estudos já realizados para a política fiscal, os resultados obtidos neste trabalho não apontam evidências de que os instrumentos de política monetária sejam afetados pelo calendário eleitoral brasileiro. Nenhuma variável eleitoral utilizada se mostrou estatisticamente significativa, e metade delas registrou sinal oposto ao esperado. Vale dizer que esse achado é compatível com os resultados internacionais obtidos por Alesina, Roubini e Cohen (1997) e Beck (1987), que não encontram evidências de manipulação eleitoreira da taxa de juros para os Estados Unidos e a OCDE.

Concretamente, a não-significância estatística das *dummies* políticas sinaliza que a autoridade monetária brasileira tem trabalhado com independência *de facto* desde a implantação do regime de metas de inflação em 1999.

Por fim, nosso estudo revela mudanças importantes nos parâmetros econômicos da regra de Taylor estimada por Minella *et al.* (2003), que emprega dados até o final de 2002. Não apenas o coeficiente pontual relativo ao desvio da inflação mais que dobrou na nossa amostra estendida até o terceiro trimestre de 2006, como também o termo do hiato do produto passa a aparecer como estatisticamente significativo, ambos revelando um aumento da aversão inflacionária do Bacen no período 2003-2006.

ABSTRACT

This paper investigates whether the management of monetary policy in Brazil has been affected by the electoral cycle. Based on the estimation of a Taylor Rule expanded with political variables, it is possible to check if the Central Bank's decisions were at least partially guided by electoral considerations in the period following the abandonment of the pegged regime. The results suggest that the Selic rate was not influenced by elections, which is in line with international evidence showing the absence of monetary policy political cycles in a cross section of countries. Further, this finding reinforces the perception that the Brazilian Central Bank has enjoyed a true instrument-independent status in the recent period.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; COHEN, G.; ROUBINI, N. *Macroeconomic policy and elections in OECD democracies.* 1992 (NBER Working Paper, n. 3.830).

————————. *Political cycles and the macroeconomy*. Cambridge, Massachusets: The MIT Press, 1997.

BALL, L.; SHERIDAN, N. *Does inflation target matter*? 2003 (NBER Working Paper, n. 9.577).

BECK, N. Elections and the Fed: is there a political monetary cycle? *American Journal of Political Science*, n. 31, p. 194-216, 1987.

BRENDER, A.; DRAZEN, A. *How do budget deficits and economic growth affect reelection prospects?* Evidence from a large cross-section of countries. 2005 (NBER Working Paper, n. 11.862).

BITTENCOURT, J. L.; HILLBRECHT, R. *Ciclo político na economia brasileira*: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais – 1983/2000. XXXI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. Porto Seguro: Anpec, dez. 2003.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. *Implementing inflation targeting in Brazil.* Banco Central do Brasil, 2000 (Working Paper Series, n. 1).

BONOMO, M.; TERRA, C. *The political economy of exchange rate policy in Brazil:* 1964-1997. 1999 (Ensaios Econômicos da EPGE-FGV, n. 341).

BOTELHO, R. *Determinantes do comportamento fiscal dos estados brasileiros.* IPE/USP, 2002 (Dissertação de mestrado).

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, n. 42, p. 1.033-1.067, 1998.

————————. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics,* n. 115, p.147-180, 2000.

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. A positive theory of discretionary policy, the cost of democratic government, and the benefits of a constitution. *Economic Inquire*, n. 24, p. 367-388, 1986.

DRAZEN, A. *Political economy in macroeconomics*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2000.

————————. *The political business cycle after 25 years*. 2001 (NBER Macroeconomic Annual).

FIALHO, T. M. M. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 3, p. 379-389, 1997.

GOLDEN, D.; POTERBA, J. The price of popularity: the political business cycle re-examined. *American Journal of Political Science*, v. 24, p. 694-714, 1980.

GONÇALVES, C. E. S.; SALLES, J. Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? *Journal of Development Economics.* No prelo.

GRIER, K. On the existence of a political monetary cycle. *American Journal of Political Science*, v. 33, p. 376-389, 1989.

HIBBS, D. Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review*, n. 71, p. 1.467-1.487, 1977.

KRAMER, G. Short-term fluctuations in U. S. Voting behavior, 1896-1964. *American Political Science Review*, n. 65, p. 131-143, 1971.

LINDBECK, A. Stabilization policy in open economies with endogenous politicians. *American Economic Review Papers and Proceedings*, n. 66, p. 1-19, 1976.

MCCALLUM, B. The political business cycle: an empirical test. *Southern Economic Journal*, n. 42, p. 504-515, 1978.

MCRAE, D. A political model of the business cycle. *Journal of Political Economy*, n. 85, p. 239-263, 1977.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. *Inflation targeting in Brazil*: constructing credibility under exchange rate volatility. Banco Central do Brasil, 2003 (Working Paper Series, n. 77).

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. *A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal*: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002). ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa: Anpec, dez. 2004.

NORDHAUS, W. The political business cycle. *Review of Economic Studies*, n. 42, p. 169-190, 1975.

PAIVA, C. A. C. Interesses eleitorais e flutuações de preços em mercados regulados. *Revista de Economia Política*, v. 56, p. 31-41, 1944.

PELTZMAN, S. Voters as fiscal conservatives. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 327-361, 1992.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. *Macroeconomic policy, credibility, and politics.* Chur, Switzerland: Harwood Academic Publishers, 1990.

ROGOFF, K. Equilibrium political budget cycles. *American Economic Review,* v. 80, p. 21-26, 1990.

ROGOFF, K.; SIBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*, v. 55, n.1, p.1-16, 1988.

SAKURAI, S.; GREMAUD, A. *Political business cycles*: evidências empíricas para os municípios paulistas (1989-2001). ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., João Pessoa: Anpec, dez. 2004.

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

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.

WILLIAMS, J. The political manipulation of macroeconomic policy. *American Political Science Review*, n. 84, p. 767-795, 1990.

(Originais recebidos em julho de 2007. Revistos em setembro de 2007.)

INFLUÊNCIA DO CUSTO DE OPORTUNIDADE DO TEMPO DA MULHER SOBRE O PADRÃO DE CONSUMO ALIMENTAR NO BRASIL

Madalena Maria Schlindwein*
Ana Lúcia Kassouf**

No presente trabalho foram estimadas funções do tipo renda-consumo ou equações de Engel com o objetivo de analisar a influência de variáveis socioeconômicas e, especificamente, o custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar no Brasil. Os dados utilizados são oriundos dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com base na Teoria da Produção Domiciliar e com a utilização do procedimento de Heckman, verificou-se que o custo de oportunidade do tempo da mulher está diretamente relacionado com a probabilidade de aquisição de alimentos e o dispêndio familiar com alimentos que demandam menor tempo de preparo, e inversamente relacionado com a probabilidade de aquisição e o dispêndio com alimentos tempo-intensivos.

1 INTRODUÇÃO

Ao longo das últimas décadas vêm ocorrendo muitas mudanças socioeconômicas e demográficas em todas as regiões do mundo. Especificamente para o Brasil, observam-se importantes alterações nos preços relativos, na renda e composição das famílias, na participação da mulher no mercado de trabalho e na urbanização, entre outras.

Essas mudanças se dão em paralelo com uma nova tendência de gastos com alimentação, por exemplo, o aumento do consumo de alimentos prontos e da alimentação fora de casa e a tendência a substituir o consumo de alimentos tradicionais tempo-intensivos pelos alimentos de fácil e rápido preparo. Além disso, ocorrem no Brasil significativas variações nos padrões de consumo entre as diferentes regiões e entre as áreas urbanas e as rurais.

Enquanto nos últimos 25 anos as taxas de atividade masculina mantiveram-se em patamares semelhantes (75%), as das mulheres se ampliaram significativamente, passando de 30% no início dos anos 1980 para 45% em 2003, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Quando se compara a participação da mulher no mercado de trabalho e a taxa de urbanização, verifica-se forte inter-relação entre essas duas variáveis.

* Professora do Departamento de Economia da Unioeste/PR. madalena_wein@hotmail.com.

** Professora titular do Departamento de Economia da Esalq/USP. alkassou@esalq.usp.br.

Considerando-se praticamente o mesmo período, 1980-2000, tem-se um acréscimo de quase 14 pontos percentuais (p.p.) na taxa de urbanização (IBGE, 2004a).

A restrição de tempo nas áreas urbanas resulta em mudanças de hábitos, passando-se da dieta básica tradicional para uma contendo alimentos processados ou preparados (Ruel; Haddad; Garrett, 1999). Assim, o maior consumo de alimentos processados e preparados nas áreas urbanas é em grande parte devido ao custo de oportunidade do tempo da mulher, considerando-se que, na maior parte das famílias, são as mulheres as responsáveis pelo preparo dos alimentos. Esse fato foi comprovado por Senauer, Sahn e Alderman (1986) que, utilizando dados do Sri Lanka, concluíram que o valor do tempo da mulher tem um efeito positivo no consumo de pão e um efeito negativo no consumo de arroz, que é um produto que exige maior tempo de preparo.

Muitos estudos analisaram os efeitos de fatores socioeconômicos e demográficos nos padrões de consumo de alimentos. Assim, vários autores já identificaram a importância de variáveis como renda, cor, local de residência, tamanho e composição da família e valor do tempo da mulher em mudanças nos padrões de consumo, para várias regiões do mundo (Prochaska; Schrimper, 1973; Senauer, 1979; Redman, 1980; Senauer; Sahn; Alderman, 1986; McCraken; Brandt, 1987; Park; Capps, 1997; Sdrali, 2005; Sichieri; Castro; Moura, 2003). Especificamente para o Brasil há poucos estudos com esse nível de desagregação dos fatores que podem influenciar os padrões de consumo de alimentos. Entre eles destacam-se os trabalhos de Hoffmann (1995), que analisou o efeito da urbanização sobre o consumo de feijão, e de Bertasso (2000), que fez uma análise sobre os efeitos de algumas variáveis socioeconômicas sobre o padrão de consumo de alimentos. No entanto, os estudos feitos para o Brasil se baseiam mais na análise do consumo alimentar em termos calóricos (Gray, 1982; Thomas, 1982; Mondini; Monteiro, 1994; Galeazzi; Domene; Sichieri, 2005; Galeazzi; Marchesich, 2000; Silveira *et al.* 2002) e em termos de elasticidade-renda das despesas com alimentos (Hoffmann, 1983, 2000a, 2000b; Martins, 1998; Menezes *et al*. 2002).

Com o intuito de preencher essa lacuna, o objetivo deste estudo é analisar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras. Para tal, foi utilizado o procedimento de Heckman para estimar curvas de Engel, vistas como equações de renda-consumo que, segundo Blundell e Meghir (1987), são formas reduzidas derivadas de equações estruturais de dispêndios de domicílios, poupanças e mesmo decisões de mercado de trabalho. O uso do procedimento de Heckman visa minimizar ou eliminar possível viés de seletividade amostral, que pode ocorrer em amostras censuradas, isto é, com grande número de famílias declarando não ter adquirido (aquisição zero) o produto analisado.

Foram obtidos os efeitos marginais condicionais e não-condicionais para cada variável analisada, com base no trabalho de Hoffmann e Kassouf (2005). O efeito não-condicional é de grande importância nesse estudo, pois ele permite que se obtenha o impacto de cada variável exógena no dispêndio com determinado alimento para a potencial população consumidora e não só para as famílias que realmente adquiriram o produto. Mesmo os trabalhos que deram ênfase a esse tema não estimaram os efeitos não-condicionais, como é o caso do estudo de Saha, Capps e Byrne (1997).

Espera-se que haja impactos diferentes de uma dada variável exógena sobre o dispêndio de um bem ao se considerar o efeito marginal condicional e o não-condicional. Isso porque no efeito condicional obtém-se o impacto da variável exógena sobre os dispêndios para as famílias que realmente adquiriram o produto, enquanto no efeito não-condicional obtém-se o impacto da variável exógena sobre a potencial população consumidora e não somente para a população que adquiriu o bem. Assim, por exemplo, o aumento da escolaridade (custo de oportunidade) da mulher tem um efeito sobre o dispêndio de bens para as famílias que adquiriram o produto, mas também tem um efeito associado à mudança na probabilidade de aquisição do produto (ver Hoffmann; Kassouf, 2005).

Os resultados mostraram que o custo de oportunidade do tempo da mulher está diretamente relacionado com a probabilidade de aquisição e dispêndio familiar com alimentos que demandam menor tempo de preparo e inversamente relacionado com a probabilidade de aquisição e dispêndio com alimentos tempo-intensivos.

O presente estudo divide-se em quatro partes distintas, além desta breve introdução. A segunda parte refere-se à fundamentação teórica; a terceira apresenta a metodologia, destacando a origem dos dados e o modelo empírico com as respectivas variáveis utilizadas; a quarta se refere à apresentação e à discussão dos resultados, destacando-se as variáveis utilizadas e os resultados econométricos obtidos a partir dos modelos empíricos. Por último são apresentadas as considerações finais.

2 BASE TEÓRICA

A influência dos fatores socioeconômicos e demográficos nos padrões de consumo de alimentos, de acordo com McCracken e Brandt (1987), é mais apropriadamente analisada através do contexto teórico da economia da produção domiciliar. Para Deaton e Muellbauer (1986), a forma mais geral pela qual é possível incorporar suposições especiais em modelos de comportamento das famílias é através dessa teoria.

Esse novo contexto teórico da produção domiciliar, formulado originalmente por Becker (1965) e Lancaster (1966), enfatiza que os bens de mercado e serviços não levam à utilidade, mas são insumos para a produção de bens que geram utilidade.

Segundo Becker (1965), os bens de mercado e serviços não são os únicos insumos nesse processo, o tempo dos consumidores também deve ser considerado (Gronau, 1977). A teoria da produção domiciliar integra a teoria da firma (produção) e do consumidor. A família deriva utilidade de um bem, ou cesta de bens, que não podem ser comprados no mercado, sendo produzidos no domicílio a partir de insumos comprados no mercado mais o tempo utilizado para produzir esses bens (Deaton; Muellbauer, 1986).

De acordo com a abordagem de Becker (1965), o consumidor sujeito a restrições de tempo e de orçamento maximiza a utilidade, sendo a utilidade uma função das mercadorias que são produzidas usando-se bens de mercado e tempo. Na teoria da produção domiciliar, tanto os bens de mercado e serviços quanto o tempo domiciliar entram no processo de maximização de utilidade (Lancaster, 1966). Essa abordagem tem sido amplamente utilizada em análises de fertilidade, saúde, transporte, oferta de trabalho e consumo (Gronau, 1977).

Segundo Becker (1981), o valor das refeições feitas em casa não inclui apenas o preço dos ingredientes utilizados, mas também o custo de oportunidade do tempo gasto no preparo dessas refeições.

Em suma, a teoria da produção domiciliar enfatiza a importância do fator tempo no processo de maximização da utilidade. Nesse ínterim, com base no enfoque dessa teoria se buscará, com este trabalho, confirmar a influência do tempo da mulher – ou melhor, do custo de oportunidade do tempo da mulher, que ainda é a grande responsável pelo preparo das refeições no domicílio – sobre o padrão de consumo alimentar da população brasileira.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo empírico

A definição das variáveis a serem incluídas no modelo empírico tem como base a literatura específica sobre o tema em questão. Assim, após uma ampla revisão da literatura, foram identificadas as variáveis mais comumente utilizadas em estudos dessa linha e incluídas no modelo.

Prochaska e Schrimper (1973) utilizaram o número de refeições compradas e consumidas fora de casa, bem como o gasto com essas refeições, como principais variáveis dependentes do modelo. Kinsey (1983), McCracken e Brandt (1987) e Senauer (1979) utilizaram os gastos com a alimentação fora de casa. Redman (1980) utilizou como variáveis dependentes o gasto com alimentos preparados e com alimentação fora de casa. Sdrali (2005) utilizou o gasto com alimentação em casa e fora de casa. Senauer, Sahn e Alderman (1986) utilizaram as quantidades anuais *per capita* de consumo de arroz e de pão como variáveis dependentes.

Neste artigo, será utilizado o dispêndio familiar com refeições fora de casa, com alimentos preparados e com alguns alimentos específicos como variáveis dependentes. Como alimentos específicos, entenda-se: arroz, feijão, farinha de trigo e pães.

A composição familiar é uma variável muito importante na determinação dos padrões de consumo de alimentos. De acordo com Redman (1980), as famílias com crianças pequenas adquirem menos refeições fora de casa. Além disso, as características da mulher, que afetam a alocação do seu tempo para a produção doméstica, exercem influência significativa no gasto com produtos alimentícios que requerem relativamente menor tempo de preparo. Nesse sentido, serão incluídas no modelo como variáveis exógenas: a renda familiar, a composição familiar, a região da moradia, a cor, o nível educacional e a idade da mulher chefe de família ou cônjuge e o sexo do chefe da família.

Como medida de renda, muitos autores utilizam a renda domiciliar total (Kinsey, 1983; Prochaska; Schrimper, 1973; Redman, 1980; Senauer, 1979), sendo esta também a utilizada no presente estudo.

O valor do tempo foi definido por muitos autores como uma importante variável na determinação dos padrões de consumo de alimentos (Senauer; Sahn; Aldeman, 1986; McCraken; Brandt, 1987; Prochaska; Schrimper, 1973; Redman, 1980; Park; Capps, 1997). Neste trabalho será utilizado o nível de instrução da mulher, do chefe de família ou do cônjuge como *proxy* para o valor do tempo da mulher. Vários autores utilizaram variáveis *dummy* como *proxies* para a variável tempo da mulher em seus modelos de demanda: Kinsey (1983) utilizou o trabalho da mulher considerando-o em tempo integral ou não; Redman (1980) utilizou a escolaridade da mulher; e Sdrali (2005)o nível educacional e o trabalho da mulher. Park e Capps (1997) utilizaram anos de escolaridade e horas de trabalho como *proxy* para o custo de oportunidade do tempo da mulher.

Acredita-se que a variável escolaridade da mulher seja uma boa *proxy* do custo de oportunidade do tempo, já que é a variável mais importante para explicar o nível salarial. O modelo também foi estimado utilizando-se a variável binária "trabalho da mulher", mas o ajuste não foi tão bom quanto o obtido com a escolaridade.

O preço do produto pode parecer importante na determinação da aquisição e do dispêndio de determinado bem. Entretanto, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) não contém informações de preços, mas sim de dispêndio e quantidade adquirida, sendo o dispêndio a variável dependente do modelo. Ademais, como estamos utilizando dados *cross-section*, acreditamos que muitas das variações de preços estejam controladas nas variáveis binárias de região e situação do domicílio (urbano/rural). Se fossem incluídos preços como variáveis exógenas, como o bem geralmente está agregado na análise teríamos somente o preço médio,

e assim o efeito preço se confundiria com o efeito renda, já que os ricos compram produtos de melhor qualidade, pagando um preço mais alto, o que não refletiria o efeito desejado.

O objetivo principal do estudo não é obter elasticidades-renda e/ou preço, mas sim analisar o efeito do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o consumo de bens que demandam mais tempo ou menos tempo de preparo. Estamos estimando uma curva de Engel, vista como uma equação renda-consumo, que é uma forma reduzida derivada de um conjunto de relações estruturais descrevendo os gastos das famílias, poupança e mesmo decisões do mercado de trabalho. Segundo Blundell e Meghir (1987), pode-se esperar que variáveis econômicas e demográficas afetem as decisões de gasto. A probabilidade de se adquirir um bem, por outro lado, pode depender mais diretamente de variáveis que determinam o tempo relativo e o custo da compra, assim como os fatores econômicos e demográficos mais gerais. Há na literatura grande número de trabalhos tentando estimar dispêndios ou curvas de Engel a partir de pesquisas sobre orçamentos familiares, como Deaton e Irish (1984), Keen (1986), Blundell e Meghir (1987), Saha, Capps e Byrne (1997), entre outros. Desses estudos, fica claro que tamanho e composição da família, idade, escolaridade e renda são variáveis importantes para explicar consumo e gastos.

Com base na estrutura e na especificação dos modelos citados, o modelo empírico proposto será desagregado de forma a se analisarem a aquisição de alimentos poupadores de tempo e a de alimentos tempo-intensivos.

3.2 Fonte dos dados

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos da POF de 2002-2003, do IBGE. Pesquisa essa que visou mensurar, fundamentalmente, as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias, o que possibilita traçar um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos. A coleta dos dados da referida pesquisa foi realizada nas áreas urbanas e rurais, em todo o território nacional, no período de julho de 2002 a junho de 2003, sendo entrevistado um total de 48.470 domicílios. No presente estudo foram utilizados os microdados dessa POF. Optou-se aqui por considerar domicílio como sinônimo de família. As informações da POF de 2002-2003 são dadas em unidade de consumo, sendo que uma unidade de consumo é considerada uma "família", podendo, no entanto, o mesmo domicílio ter mais de uma unidade de consumo. Porém, o número de domicílios que possuem mais de uma unidade de consumo é muito pequeno. Na amostra utilizada, de um total de 48.470 domicílios entrevistados, apenas 95 possuem mais de uma unidade de consumo (92 domicílios têm duas unidades de consumo e 3 domicílios têm três unidades de consumo). Assim, o número de domicílios com mais de uma unidade de consumo (família),

representa 0,2% do total da amostra, sendo pouco significativo no universo total. Portanto, todos os dados foram trabalhados de forma a se obter as informações por domicílio e não por unidade de consumo, domicílio esse padronizado no trabalho como sendo família.

3.3 A estimação do modelo

A freqüência de aquisição dos alimentos a ser analisada não é muito elevada e difere de produto para produto. Muitas famílias, por exemplo, não adquiriram alimentos prontos ou refeições fora de casa, resultando em valores 0 para a variável dependente em tais observações.

O fato de muitas famílias não adquirirem determinado produto não significa necessariamente que nunca o consumam ou não tenham preferência por ele, e sim, como é mais comum ocorrer, que a freqüência de aquisição do bem pode ser superior ao período de análise da POF, de modo que na semana pesquisada não se observou a aquisição daquele produto. Isso implica o fato de compras zero serem mais freqüentes do que deveriam ser, caso todas as compras zero representassem realmente não-consumo.

A ocorrência de um grande número de zeros na amostra, indicando a não-aquisição do bem, resulta em seletividade amostral e inconsistência das estimativas dos parâmetros, quando estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO). Para entender o problema, vamos imaginar que a aquisição ou não-aquisição de determinado produto (y), como, por exemplo, alimentação fora de casa, seja dada pela seguinte equação:

$$y = \beta' x + \varepsilon \tag{1}$$

e que a equação de dispêndios com o bem (z), no caso, a alimentação fora de casa, seja dada por:

$$z = \gamma' w + u \tag{2}$$

Pode haver um efeito não observável em u, como no caso de um indivíduo que faz o gênero *gourmet* e aprecia comidas diferentes e restaurantes internacionais, que afeta tanto a decisão de sair para fazer refeições fora de casa, como os gastos com alimentação fora de casa. Assim, pessoas do gênero *gourmet* tendem a ir a restaurantes com maior freqüência e, conseqüentemente, gastam mais com alimentação fora de casa. Isso é equivalente a dizer que os erros ε e u são correlacionados.

Famílias que gastam com alimentação fora de casa devem ter um número grande de pessoas do gênero *gourmet* e assim a amostra não é representativa da população. Se a equação de gastos com alimentação fora de casa for estimada somente para as famílias que gastam com esse bem, os estimadores serão tendenciosos e inconsistentes por se ter uma amostra censurada.

O procedimento em dois estágios de Heckman é utilizado para reduzir ou eliminar o problema de seletividade amostral, que surge ao se analisarem gastos somente para as famílias que realmente efetuaram a compra de bens no período em estudo. Nesse procedimento, estimam-se duas equações, uma denominada equação de seleção, estimada para toda a amostra, em que a variável dependente assume valor 1 ou 0, caso a família adquira ou não o bem, respectivamente, e outra denominada equação de dispêndios, estimada somente para as famílias que adquiriram o produto, incluindo-se a variável lambda (inversa da razão de Mill) estimada a partir da equação de seleção. Assim, segundo Kennedy (2003), há maior flexibilidade no modelo, permitindo, por exemplo, como encontrado nos resultados, que uma renda familiar maior reduza a probabilidade de a família adquirir feijão (sinal negativo na equação de seletividade), mas uma vez decidido adquiri-lo, os dispêndios sejam maiores (sinal positivo na equação de gastos).

Keen (1986), Deaton e Irish (1984), Blundell e Meghir (1987) e muitos outros desenvolveram e aplicaram modelos para estimar gastos quando as aquisições de bens ocorrem de forma não freqüente e mostram que a utilização do método de MQO, nesse caso, traz inconsistência nas estimativas dos parâmetros devido à correlação das variáveis exógenas com o erro do modelo. As aquisições de bens que ocorrem de forma não freqüente podem resultar em gastos, no período da pesquisa, que não refletem o verdadeiro consumo.

Especificamente, no primeiro estágio do procedimento de Heckman estima-se a decisão de consumir ou não determinado produto, utilizando-se o modelo *probit*:

$$C_{ij} = f(\text{urbanização, região, características da mulher e da família}),\quad i = 1, \ldots, n \tag{3}$$

onde C_{ij} é 1 se o dispêndio da família i, com o bem j, for observado e 0 em caso contrário.

As características da família são descritas pelas variáveis: renda domiciliar total, expressa em logaritmo; composição familiar que se refere ao total de pessoas por faixa etária na família e sexo do chefe da família, sendo igual a 1 quando o homem é o chefe. As características da mulher chefe da família ou cônjuge incluem a idade, o nível educacional e a cor. As variáveis sexo do chefe da família, cor,

região e urbanização são binárias e mutuamente exclusivas. As variáveis renda, idade e anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge e composição familiar são contínuas.

Uma regressão *probit* é estimada para a análise de cada um dos produtos: feijão, arroz, farinha de trigo, pães, alimentação fora de casa e alimentos prontos.

O segundo estágio do procedimento de Heckman envolve a estimação de equações do dispêndio realizado pela família *i* para cada produto *j* e pode ser expresso como:

$$\ln g_{ij} = f\left(\ln Y_i; CO_i; UR_i, CF_i, \hat{\lambda}_i\right), \quad i = 1,\ldots,n \tag{4}$$

sendo $\ln g_{ij}$ o logaritmo do dispêndio; $\ln Y_i$ é o log da renda da família *i*; CO_i é o custo de oportunidade do tempo da mulher na família *i*, representado pela variável anos de escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge; UR_i é a localização da família *i*, urbano/rural; CF_i é a composição familiar, isto é, o número de pessoas por faixa etária no domicílio e $\hat{\lambda}_i$ é a razão inversa de Mills, gerada pelo modelo *probit*.

O dispêndio com os produtos é expresso em logaritmo por apresentar um melhor ajuste e é estimado por mínimos quadrados somente para famílias com gasto positivo. As variáveis que representam as características da família (renda e composição familiar), a urbanização e o custo de oportunidade do tempo da mulher são as mesmas definidas anteriormente. As variáveis sexo do chefe da família, idade e cor da mulher e região foram omitidas do segundo estágio. Para melhor identificação do modelo, o ideal é que algumas variáveis presentes na equação de seleção (modelo *probit*) sejam excluídas da equação de gastos. Entretanto, em muitos casos é difícil encontrar variáveis que afetam a probabilidade de consumir ou não determinado bem, mas não afetam os gastos com esse mesmo bem. Segundo Johnston e Dinardo (1997), o modelo pode ser identificado mesmo quando as variáveis da equação de seleção são as mesmas da equação de gastos, mas nesse caso, ressalvam os autores, "a identificação depende exclusivamente do modelo e de a pressuposição de normalidade estar exatamente correta", pressuposição essa bastante forte. Assim, adotamos como critério excluir as variáveis que se apresentaram não-significativas na maioria das equações de dispêndio estimadas. Consideramos, no entanto, essa exclusão um tanto arbitrária e uma limitação do estudo. Entretanto, a inclusão de todas as variáveis na equação de dispêndio não resultou em um bom ajuste.

A derivação do procedimento de Heckman e dos efeitos marginais condicional e não-condicional pode ser encontrada em Hoffmann e Kassouf (2005). Os efeitos

marginais para as variáveis contínuas serão avaliados nas médias das observações das variáveis utilizadas. No caso das variáveis discretas, o efeito marginal é calculado como sendo a variação no dispêndio considerando os pontos 1 e 0 da variável analisada.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Variáveis utilizadas

Com o objetivo de examinar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher e de alguns fatores socioeconômicos sobre o consumo alimentar, selecionou-se um conjunto de variáveis para a análise econométrica. A descrição, a freqüência, a média ponderada e o desvio-padrão de cada variável utilizada nas regressões estão apresentados na tabela 1.

TABELA 1
Descrição das variáveis, freqüências (freq.), médias e desvios-padrão (d.p.)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Freq.[a]	Média[b]	d.p.
Variáveis dependentes				
Dispêndio familiar				
Alimentos prontos		11,44	4,04	25,59
Alimentação fora de casa		56,87	50,49	106,42
Feijão		35,70	8,99	27,37
Arroz		41,60	16,23	41,39
Pães		64,19	14,18	19,65
Farinha de trigo		10,63	2,56	13,32
Variáveis exógenas				
Características da mulher				
Idade	Idade da mulher chefe ou cônjuge	-	42,58	15,24
Trabalho	= 1 se a mulher chefe ou cônjuge trabalha	-	0,51	0,50
Anos de estudo	Anos de estudo da mulher chefe ou cônjuge	-	5,58	4,46
Instrução1	= 1 sem instrução	-	0,14	0,34
2	= 1 ensino fundamental	-	0,59	0,49
3	= 1 ensino médio	-	0,20	0,40
4	= 1 ensino superior ou mais	-	0,08	0,26
Branca	= 1 se a mulher é branca	-	0,45	0,50
Parda	= 1 se a mulher é parda	-	0,49	0,50
Preta	= 1 se a mulher é preta	-	0,06	0,23

(continua)

(continuação)

Variáveis	Descrição das variáveis	Brasil		
		Freq.[a]	Média[b]	d.p.
Amarela	= 1 se a mulher é amarela	-	0,004	0,06
Indígena	= 1 se a mulher é indígena	-	0,004	0,06
Características da família				
Ln renda	Logaritmo da renda familiar	-	6,76	0,99
Rendimento1	=1 se a renda domiciliar for ≤ R$ 400	-	0,21	0,41
2	= 1 se a renda for > R$ 400 e ≤ 600	-	0,16	0,37
3	= 1 se a renda for > R$ 600 e ≤ 1.000	-	0,22	0,41
4	= 1 se a renda for > R$ 1.000 e ≤ 1.600	-	0,16	0,37
5	= 1 se a renda for > R$ 1.600 e ≤ 3.000	-	0,13	0,34
6	= 1 se a renda domiciliar for > R$ 3.000	-	0,11	0,31
Tamanho da família	Número de pessoas na família	-	3,93	1,84
Sexo do chefe	= 1 se o homem é o chefe da família	-	0,72	0,45
Idade1	Número de crianças ≤ 6 anos no domicílio	-	0,54	0,83
2	Número de crianças ≥ 7 ≤ 12 anos	-	0,50	0,79
3	Número de adolescentes ≥ 13 ≤ 18 anos	-	0,51	0,80
4	Número de jovens ≥ 19 ≤ 25 anos	-	0,52	0,77
5	Número de adultos ≥ 26 ≤ 40 anos	-	0,86	0,84
6	Número de adultos ≥ 41 ≤ 60 anos	-	0,70	0,80
7	Número de idosos ≥ 61 anos	-	0,29	0,60
Setor	= 1 se a residência está localizada na área urbana	-	0,78	0,41
Região Norte	= 1 se o domicílio está na região Norte	-	0,14	0,35
Nordeste	= 1 se o domicílio está na região Nordeste	-	0,39	0,49
Sudeste	= 1 se o domicílio está na região Sudeste	-	0,18	0,38
Sul	= 1 se o domicílio está na região Sul	-	0,13	0,33
Centro-Oeste	= 1 se o domicílio está na região Centro-Oeste	-	0,17	0,37
Número de observações			43.396	

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

[a] Freq. Nas variáveis dependentes, refere-se à proporção de famílias que apresentaram dispêndio com cada um dos produtos no período da coleta de dados.

[b] Média. Nas variáveis dependentes, refere-se ao dispêndio familiar médio mensal em reais com cada um dos produtos: alimentos prontos, alimentação fora de casa, pão, arroz, feijão e farinha de trigo.

Destaque-se a reduzida freqüência de aquisição de alguns alimentos no domicílio. Somente 36% das famílias adquiriram feijão no período analisado, 41% arroz e 11% adquiriram farinha de trigo e alimentos prontos. O pão, no entanto, apresenta freqüência média maior de consumo, igual a 64%. Em torno de 57%

das famílias brasileiras consomem algum tipo de alimentação fora de casa. No entanto, é preciso considerar que as quantidades de alimentos foram pesquisadas num período de referência de sete dias e, muitas famílias fazem suas compras, principalmente de alguns produtos, em intervalos maiores. Assim, provavelmente o número de famílias que consomem esses produtos seja bem superior à freqüência de aquisição apresentada.

As mulheres chefe de família ou cônjuge têm a idade média de 42,6 anos e 51% delas trabalham. Possuem em torno de 6 anos de estudo, sendo que 14% delas não tiveram instrução, 59% cursaram o ensino fundamental, 20% o ensino médio e apenas 8% o ensino superior ou mais. Quanto à cor, em média, 45% dessas mulheres são brancas, 49% pardas, 6% pretas, 0,4% amarelas e 0,4% indígenas (tabela 1). Vale destacar que essas médias não estão ponderadas pelo fator de expansão da amostra, isso porque as variáveis cujas freqüências e médias estão apresentadas na tabela 1 referem-se aos dados efetivamente utilizados nas regressões e, infelizmente, o *software* STATA no modelo utilizado não permite a inclusão do fator de expansão (peso) nas regressões.

Em torno de 78% dos domicílios brasileiros estão localizados nas áreas urbanas e apenas 22% no meio rural. Quanto à composição familiar, tem-se, no Brasil, em média, 0,54 criança menor de 6 anos por família, 0,50 criança com idade entre 7 e 12 anos e 0,51 adolescente entre 13 e 18 anos. O número de jovens entre 19 e 25 anos é em média de 0,52 indivíduo por família, o de adultos entre 26 e 40 é de 0,86 indivíduo, e o de adultos entre 41 e 60 anos é de 0,70 indivíduo. Já a média de idosos acima de 60 anos é de 0,29 indivíduo por família.

Quanto ao rendimento familiar, em torno de 21% das famílias possuem uma renda média mensal de até R$ 400; 16% uma renda média entre R$ 400 e R$ 600; 22% entre R$ 600 e R$ 1.000; 16% entre R$ 1.000 e R$ 1.600; 13% entre R$ 1.600 e R$ 3.000; e 11% auferem uma renda mensal média de mais de R$ 3.000. No que se refere à localização dos domicílios, 14% estão na região Norte; 17% na região Centro-Oeste; 13% na região Sul; 39% na região Nordeste; e 18% na região Sudeste. Em 72% das famílias é o homem quem é considerado o chefe. Destaque-se que já é bastante notável o percentual de famílias em que a mulher é considerada chefe, 28%.

A tabela 2 mostra o dispêndio familiar com alimentação considerando o nível de instrução da mulher chefe de família ou cônjuge. Para os alimentos tempo-intensivos (arroz, feijão e farinha de trigo), observa-se redução do gasto à medida que se eleva o nível de instrução do ensino fundamental para o ensino superior. No caso do arroz e da farinha de trigo verifica-se uma pequena elevação no dispêndio médio familiar quando a mulher chefe ou cônjuge possui ensino fundamental em comparação com as que não possuem instrução.

TABELA 2
Gasto familiar médio mensal com alimentação, por nível de instrução da mulher chefe de família ou cônjuge – período 2002-2003
(Em R$)

Alimentos	Gasto familiar médio mensal, por nível de instrução da mulher chefe da família ou cônjuge			
	Sem instrução	Ensino fundamental	Ensino médio	Ensino superior ou mais
Tempo-intensivos				
Feijão	8,65	8,64	6,10	5,54
Arroz	13,44	15,55	9,86	9,42
Farinha de trigo	1,64	2,90	1,48	1,21
Poupadores de tempo				
Pão	11,51	15,42	17,65	19,44
Alimentos prontos	4,10	3,85	7,44	11,17
Alimentação fora de casa	61,21	53,96	84,80	133,42
Número de observações	10.957	30.531	13.764	8.320

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003 (IBGE, 2004c).

Quando se analisam os alimentos poupadores de tempo (pão, alimentos prontos e alimentação fora de casa) verifica-se exatamente o contrário, ou seja, há elevação dos gastos conforme aumenta o nível de instrução da mulher. No caso do pão, o dispêndio médio passa de R$ 11,51 nas famílias onde a mulher não possui instrução para R$ 19,44 nas famílias onde a mulher possui pelo menos o ensino superior. Para os alimentos prontos e a alimentação fora de casa verifica-se uma pequena redução no nível do gasto quando se comparam as famílias onde a dona de casa não possui instrução e onde ela possui apenas o ensino fundamental, como pode ser observado na tabela 2. O gasto médio com alimentos prontos nas famílias onde a dona de casa não possui instrução é de R$ 4,10 por mês, enquanto nas famílias onde a mulher possui o ensino superior ou mais é de R$ 11,17. No caso da alimentação fora de casa essa diferença também é bastante significativa, enquanto o gasto médio é de R$ 61,21 nas famílias onde a mulher não possui instrução, nas famílias onde a mulher possui pelo menos o ensino superior é de R$ 133,42 por mês. Vale destacar que, nessa análise da tabela 2, não estamos controlando fatores importantes que afetam os resultados, como a renda familiar, mas isso será feito posteriormente.

4.2 Resultados das equações *probit*

Os resultados da estimação do modelo *probit* estão apresentados nas tabelas 3 e 4, em que a variável dependente assume valores 1 ou 0, caso a família adquira ou não

TABELA 3
Resultados dos efeitos marginais do modelo *probit* para os produtos tempo-intensivos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis	Equações *probit*		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	–0,0134	–0,0337	0,0117
	(–4,16)***	(–10,14)***	(5,99)***
Composição familiar (número de pessoas por faixa etária)			
Até 6 anos	0,0259	0,03058	0,00569
	(8,31)***	(9,36)***	(2,96)***
Entre 7 e 12	0,03303	0,0338	0,00667
	(10,38)***	(10,16)***	(3,44)***
13 e 18	0,0367	0,0411	0,00863
	(12,10)***	(12,95)***	(4,70)***
19 e 25	0,0292	0,0385	0,004403
	(8,74)***	(11,01)***	(2,18)**
26 e 40	0,03015	0,03032	0,00940
	(7,96)***	(7,69)***	(4,10)***
41 e 60	0,0465	0,04059	0,0143
	(10,27)***	(8,63)***	(5,21)***
60 e +	0,0367	0,01802	0,01089
	(5,43)***	(2,56)**	(2,70)***
Idade da mulher	0,000141	0,000736	0,0000264
	(0,47)	(2,37)**	(0,14)
Sexo do chefe da família	0,0475	0,0556	0,008605
	(7,62)***	(8,62)***	(2,25)**
Preta	–0,01066	0,0146	–0,0160
	(–1,01)	(1,32)	(–2,55)**
Amarela	–0,08083	–0,05065	–0,0413
	(–2,05)**	(–1,25)	(–1,95)*
Parda	0,00841	0,0164	–0,0137
	(1,58)	(2,98)***	(–4,18)***
Indígena	–0,0941	–0,0747	–0,00421
	(–2,68)***	(–2,02)**	(0,20)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Equações *probit*		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Anos de escolaridade	–0,00759 (–10,66)***	–0,005046 (–6,88)***	–0,000716 (–1,67)*
Área urbana	–0,0660 (–11,11)***	–0,0291 (–4,74)***	–0,0445 (–11,83)***
Região Norte	0,1013 (11,27)***	0,191 (20,96)***	–0,02091 (–4,25)***
Nordeste	0,195 (26,84)***	0,2035 (27,48)***	–0,0494 (–11,83)***
Sul	0,0212 (2,32)**	0,02801 (3,01)***	0,0669 (12,18)***
Centro-Oeste	0,00279 (0,33)	0,0266 (3,11)***	0,00875 (1,85)*
Teste de Wald	2.083,91***	1.966,11***	363,98***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: Os testes *Z* estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

determinado produto. Em todas as equações, o teste da Razão de Verossimilhança, que testa se todos os coeficientes de inclinação são 0, foi altamente significativo.

Na tabela 3 estão os efeitos marginais e testes para a probabilidade de aquisição dos produtos feijão, arroz e farinha de trigo, considerados tempo-intensivos. Foi identificado um importante efeito da variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher, representado pelo número de anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, na probabilidade de aquisição de todos os alimentos da tabela 3. Os anos de estudo da mulher apresentaram um efeito negativo na probabilidade de aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo. Isso, mais uma vez, vem comprovar a hipótese de que o custo de oportunidade do tempo da mulher afeta negativamente o consumo dos alimentos "tradicionais", aqueles que demandam maior tempo de preparo.

Famílias com mulheres chefe ou cônjuge brancas foram mais propensas a adquirir farinha de trigo do que as com mulheres de cor preta, amarela, parda e indígena. Também as de cor branca tiveram maior probabilidade de adquirir feijão do que as amarelas e indígenas. No que se refere ao consumo de arroz, as famílias com donas de casa de cor branca são mais propensas ao consumo desse

TABELA 4
Resultados dos efeitos marginais do modelo *probit* para os produtos: alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão

Variáveis	Equações *probit*		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,131 (37,70)***	0,0359 (18,60)***	0,0765 (23,09)***
Composição familiar (número de pessoas por faixa etária)			
Até 6 anos	–0,0165 (–5,02)***	0,00176 (0,88)	–0,00384 (–1,21)
Entre 7 e 12	0,0242 (7,17)***	0,00169 (0,83)	0,0139 (4,25)***
13 e 18	0,0423 (12,95)***	0,0000759 (0,04)	0,0157 (5,00)***
19 e 25	0,0626 (17,19)***	0,000212 (0,10)	0,0125 (3,61)***
26 e 40	0,0634 (15,53)***	0,00330 (1,43)	0,0359 (9,06)***
41 e 60	0,0471 (9,72)***	–0,001067 (–0,38)	0,0317 (6,73)***
60 e +	–0,01305 (–1,81)*	–0,00695 (–1,65)	0,0268 (3,79)***
Idade da mulher	–0,00321 (–10,18)***	–0,0005062 (–2,71)***	–0,000217 (–0,71)
Sexo do chefe da família	–0,0423 (–6,44)***	–0,00627 (–1,65)*	–0,02093 (–3,27)***
Preta	0,0232 (2,09)**	–0,0242 (–3,77)***	–0,04801 (–4,41)***
Amarela	0,0121 (0,29)	–0,000347 (–0,02)	–0,0175 (–0,44)
Parda	0,00564 (1,01)	–0,00866 (–2,63)***	–0,0148 (–2,73)***
Indígena	–0,0568 (–1,47)	0,0122 (0,50)	–0,10066 (–2,58)***

(continua)

(continuação)

Variáveis	Equações *probit*		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Anos de escolaridade	0,00453 (6,07)***	0,00459 (11,08)***	0,0126 (17,24)***
Área urbana	–0,00319 (–0,52)	0,04097 (10,86)***	0,288 (47,18)***
Região Norte	–0,091002 (–9,83)***	–0,0173 (–3,49)***	–0,07050 (–7,73)***
Nordeste	–0,0544 (–7,20)***	–0,0179 (–4,31)***	–0,0145 (–1,96)**
Sul	–0,0552 (–5,90)***	0,0245 (4,81)***	–0,117 (–12,58)***
Centro-Oeste	–0,146 (–17,00)***	–0,0442 (–10,10)***	–0,182 (–21,27)***
Teste de Wald	5.570,07***	1.670,23***	7.900,91***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

Nota: Os testes *Z* estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

produto do que as indígenas, no entanto, são menos propensas do que as de cor parda. É interessante notar que, além da cor, deve haver um efeito cultural associado a esses resultados. Indivíduos de cor branca são mais comuns no Sul do país, onde há maior índice de imigrantes europeus, que trouxeram consigo os hábitos alimentares de seu país de origem, por exemplo, o elevado consumo de massas.

Já a idade da mulher apresentou efeito significativo apenas para a aquisição de arroz. As famílias com donas de casa mais velhas apresentaram uma probabilidade maior de adquirir esse produto em relação às famílias com donas de casa mais jovens.

As características que descrevem a família desempenham um papel distinto na determinação da probabilidade de aquisição para os diferentes produtos. As famílias em que o chefe é a mulher são menos propensas a adquirir feijão, arroz e farinha de trigo do que famílias em que o chefe é o homem.

A probabilidade de adquirir um produto está diretamente relacionada ao número de indivíduos por faixa etária, para os três produtos, ou seja, todos os coeficientes são positivos e significativos.

No que se refere à renda, verificou-se que a mesma exerce influência positiva na probabilidade de aquisição da farinha de trigo e negativa para feijão e arroz. Como se trata de alimentos bastante populares acredita-se que, com uma elevação no nível de renda, haja uma tendência de substituição desses produtos por outros, como massas ou alimentos mais sofisticados.

As variáveis região e urbanização também apresentaram efeito significativo na determinação da probabilidade de aquisição dos alimentos. Os domicílios situados na área rural são mais propensos ao consumo de arroz, feijão e farinha de trigo do que os situados no meio urbano. É importante destacar que o preparo de pão caseiro continua sendo bastante comum no meio rural, o que implica maior aquisição de farinha de trigo.

No que se refere à localização regional, mais uma vez a questão cultural fica implícita nos resultados encontrados. Os domicílios situados na região Sudeste são menos propensos a aquisição de arroz e feijão do que os situados nas outras regiões do país. A probabilidade de aquisição de farinha de trigo é maior nas regiões Sul e Centro-Oeste e menor nas regiões Norte e Nordeste em relação à região Sudeste.

Destaque-se que o feijão, o arroz e a farinha de trigo fazem parte de um grupo de alimentos que demandam maior tempo de preparo. Na tabela 4 estão os produtos que fazem parte do grupo de alimentos "poupadores de tempo", ou seja, prontos ou semiprontos para o consumo e que não necessitam de muito tempo de preparo. Desse grupo de alimentos, foram selecionados para este estudo: a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e os pães.

A variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher, isto é, o número de anos de escolaridade, mais uma vez se mostrou altamente significativa na probabilidade de aquisição. Essa variável apresentou uma relação positiva, como esperado, com a probabilidade de aquisição tanto da alimentação fora de casa quanto dos alimentos prontos e dos pães. No que se refere aos alimentos prontos, o resultado encontrado confirma os resultados de Park e Capps (1997), que identificaram efeito positivo do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre a probabilidade de consumo de alimentos prontos nos Estados Unidos. Em outro estudo feito para os Estados Unidos, McCracken e Brandt (1987) também encontraram relação positiva entre o valor do tempo (ou o custo de oportunidade do tempo da mulher) e o gasto com alimentação fora do domicílio.

A idade da mulher chefe de família ou cônjuge apresentou efeito negativo na probabilidade de aquisição de todos os produtos, ou seja, famílias com donas de casa mais velhas apresentaram menor probabilidade de adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães, do que as famílias com donas de casa mais jovens. No entanto, para os pães, o coeficiente da variável não foi significativo, o

que também é perfeitamente aceitável, uma vez que pessoas mais idosas são mais propensas ao consumo de alimentos tradicionais e dificilmente mudam seus hábitos.

A composição familiar apresentou resultados distintos para os produtos. No que se refere à alimentação fora de casa, somente para as faixas etárias de até 6 anos e acima de 60 anos de idade é que se verificou relação inversa com a probabilidade de aquisição, ou seja, a presença de crianças pequenas e de idosos na família reduziu a probabilidade de aquisição de alimentação fora de casa. Para as outras faixas, a probabilidade de aquisição foi diretamente proporcional ao número de indivíduos na família. A composição familiar não teve efeito sobre a aquisição de alimentos prontos, ao contrário de um estudo realizado nos Estados Unidos por Park e Capps (1997) que concluíram que o tamanho da família exerce influência positiva, mas a uma taxa decrescente. No caso do pão, a probabilidade de aquisição também foi diretamente proporcional ao número de indivíduos para todas as faixas de idade acima de 7 anos.

Nas famílias onde o homem é o chefe, foi menor a propensão a adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães do que naquelas onde a mulher é a chefe. Esses resultados também estão de acordo com o esperado, uma vez que, quando a mulher é a responsável pela família, muito provavelmente ela trabalha e com isso o seu tempo para o preparo de alimentos é menor, o que implica o aumento no consumo de alimentos mais práticos.

Os resultados também mostram que um aumento na renda familiar eleva a probabilidade de aquisição de alimentação fora de casa, de alimentos prontos e de pães.

Os domicílios situados na área urbana foram mais propensos à aquisição de alimentos prontos e de pão do que os situados no meio rural. A variável urbanização vem confirmar os resultados encontrados por Martins (1998) que, em um estudo sobre o consumo de alimentos no Brasil, observou que o intenso processo de urbanização gerou significativas mudanças nos hábitos alimentares, ou seja, uma substituição dos alimentos tradicionais por alimentos mais práticos e pela alimentação fora do domicílio.

Famílias situadas na região Sudeste adquiriram mais alimentação fora de casa e pães do que as situados nas outras regiões do país; e as situadas no Sudeste adquiriram mais alimentos prontos do que as da região Norte, Nordeste e Centro-Oeste, porém menos do que as da região Sul.

A tabela 5 traz um resumo dos resultados das variáveis: número de anos de escolaridade da mulher chefe de família ou cônjuge, que é a variável *proxy* do custo de oportunidade do tempo da mulher; e o sexo do chefe da família, variável que também está relacionada ao custo de oportunidade do tempo da mulher. É

TABELA 5
Resultados dos efeitos marginais (em %) do modelo *probit* para todos os produtos, considerando-se apenas as variáveis anos de escolaridade da mulher e sexo do chefe da família – valores retirados das tabelas 3 e 4

Produtos	Variáveis	
	Anos de escolaridade	Sexo do chefe da família
Alimentos tempo-intensivos		
Feijão	–0,759	4,75
	(–10,66)***	(7,62)***
Arroz	–0,5046	5,56
	(–6,88)***	(8,62)***
Farinha de trigo	–0,0716	0,8605
	(–1,67)*	(2,25)**
Alimentos poupadores de tempo		
Alimentação fora de casa	0,453	–4,23
	(6,07)***	(–6,44)***
Alimentos prontos	0,459	–0,627
	(11,08)***	(–1,65)*
Pão	1,26	–2,093
	(17,24)***	(–3,27)***

Fonte: Dados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.
Nota: Os testes *Z* estão entre parênteses abaixo dos valores dos coeficientes.
***, ** e * significativos a1%, 5% e 10%, respectivamente.

importante destacar que os coeficientes dessas variáveis foram altamente significativos, confirmando sua importância na determinação da probabilidade de aquisição dos alimentos, resultado esse que corrobora estudos anteriores como, por exemplo, os de Senauer, Sahn e Alderman (1986) no Sri Lanka, que mostraram que o valor do tempo é um fator muito importante para explicar mudanças nos padrões de consumo de alimentos. Na tabela 5, o maior efeito foi a elevação de 1,3% na probabilidade de se adquirir pão ao se elevar em um ano o nível de escolaridade da mulher. No caso de alimentos prontos e da alimentação fora de casa, o aumento foi em torno de 0,5%. Por outro lado, o mesmo aumento na escolaridade da mulher reduziu a probabilidade de consumo de feijão em 0,8%; de arroz, em 0,5%; e de farinha de trigo, em 0,1%.

Verifica-se que, quando a mulher é a chefe da família, a probabilidade de adquirir feijão, arroz e farinha de trigo é menor, ao passo que a probabilidade de adquirir alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães é maior. Esse fato mostra a influência negativa do trabalho da mulher ou do custo de oportunidade

do tempo da mulher na probabilidade de aquisição de alimentos que demandam maior tempo de preparo e uma influência positiva na aquisição de alimentos que demandam menos tempo de preparo. Quando a mulher é chefe de família, provavelmente trabalha fora de casa e é a principal responsável pelo sustento da família. Resultado semelhante foi encontrado por Bertasso (2000), que em um estudo sobre o consumo alimentar nas regiões metropolitanas (RMs) do Brasil, identificou que nas famílias onde a mulher trabalhava havia maior tendência ao consumo de alimentação mais prática e de fácil e rápido preparo.

Em síntese, a probabilidade de aquisição dos alimentos considerados "poupadores de tempo" (alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão) aumenta, enquanto a probabilidade de aquisição dos alimentos tradicionais tempo-intensivos (arroz, feijão e farinha de trigo) diminui de acordo com o nível de escolaridade da mulher e quando a mulher é a chefe da família. O comportamento dessas variáveis vem comprovar a hipótese de que o custo de oportunidade do tempo da mulher reduz a aquisição de alimentos tempo-intensivos e aumenta o consumo de alimentos poupadores de tempo.

4.3 Equações de dispêndio – efeitos marginais condicionais e não-condicionais

É comum na literatura apresentar o efeito marginal condicional, efeito esse que é calculado considerando-se apenas as famílias que adquiriram determinado produto no período da pesquisa. Entretanto, neste estudo, é de grande importância a análise do efeito não-condicional, que inclui também os potenciais consumidores, uma vez que muitos domicílios não adquiriram o produto na data de coleta das informações pelo órgão de pesquisa, mas são potenciais consumidores do bem. Com isso espera-se ter um resultado mais compatível com a realidade.

A tabela 6 apresenta os resultados do efeito da variável-chave deste estudo, ou seja, do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o dispêndio com todos os produtos em análise, quais sejam: alimentos tempo-intensivos (arroz, feijão e farinha de trigo) e alimentos poupadores de tempo (alimentação fora de casa, alimentos prontos e pão). Para o caso do feijão, um aumento de um ano na escolaridade da mulher chefe da família ou cônjuge reduziu o dispêndio com esse produto em 1,4%, considerando-se o efeito marginal condicional, e em 3,6%, quando se analisa o efeito não-condicional. Isso significa que o custo de oportunidade do tempo da mulher reduziu o dispêndio das famílias que adquiriram o produto, mas reduziu de forma bem mais significativa o dispêndio com feijão da população potencial consumidora, pois, nesse caso, a mudança na probabilidade de aquisição do bem também é levada em consideração.

O aumento do custo de oportunidade do tempo da mulher reduz então o dispêndio com feijão, arroz e farinha de trigo e aumenta o dispêndio com alimentação

TABELA 6
Efeitos marginais condicionais e não-condicionais para o dispêndio com todos os produtos, considerando-se apenas a variável anos de escolaridade
(Em %)

Produtos	Anos de escolaridade da mulher	
	Efeito marginal condicional	Efeito marginal não-condicional
Alimentos tempo-intensivos		
Feijão	–1,43***	–3,55***
Arroz	–1,89***	–3,08***
Farinha de trigo	–2,39***	–3,10***
Alimentos poupadores de tempo		
Alimentação fora de casa	2,34***	3,16***
Alimentos prontos	3,49***	8,39***
Pão	1,98***	3,96***

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.
***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

fora de casa, alimentos prontos e pães. O aumento de um ano de estudo reduziu o dispêndio com feijão em 3,6% e do arroz em 3,1%. Esses resultados confirmam os obtidos por McCracken e Brandt (1987); Sdrali (2005); Senauer (2004); Senauer, Sahn e Alderman (1986); e Park e Capps (1997), entre outros, que comprovaram a importância do custo de oportunidade do tempo da mulher na determinação dos padrões de consumo de alimentos.

Por outro lado, o aumento no número de anos de estudo da mulher elevou o dispêndio domiciliar com alimentação fora de casa em 3,2%, com alimentos prontos em 8,4% e com pães em 4%. Comparando-se a alimentação fora de casa e os alimentos prontos, verifica-se que o custo de oportunidade do tempo da mulher tem maior efeito no dispêndio familiar com alimentos prontos.

McCracken e Brandt (1987), em um estudo sobre o consumo de alimentos fora do domicílio nos Estados Unidos, também encontraram relação positiva entre o valor do tempo da mulher e o gasto total com alimentação fora de casa. O mesmo resultado foi obtido por Prochaska e Schrimper (1973) em outro estudo feito para os Estados Unidos. Relação semelhante foi encontrada por Senauer (2004), também para os Estados Unidos, considerando os alimentos semiprontos.

Em síntese, os resultados encontrados para a variável anos de estudo da mulher chefe da família ou cônjuge – que representa o custo de oportunidade do tempo da mulher – foram altamente significativos para todos os produtos analisados,

confirmando sua relevância na determinação dos padrões de consumo e de dispêndio. Além disso, os resultados estão de acordo com o esperado, ou seja, o custo de oportunidade do tempo da mulher apresentou uma relação direta com o dispêndio dos produtos poupadores de tempo e uma relação inversa com os produtos tempo-intensivos. Senauer, Sahn e Alderman (1986), com base em dados do Sri Lanka, também concluíram que o valor do tempo da mulher teve impacto positivo no consumo de pão (que é um alimento prático) e negativo no consumo de arroz (que demanda maior tempo de preparo). Os autores ainda sugeriram que o valor do tempo da mulher é um importante fator na mudança do consumo de alimentos tempo-intensivos para os alimentos semiprontos e a alimentação fora do domicílio.

As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados dos impactos das variáveis renda, urbanização e composição familiar sobre os produtos tempo-intensivos: arroz,

TABELA 7
Efeito marginal condicional para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis[a]	Equações de dispêndio		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	0,0754***	0.118*	0,0292***
Anos de escolaridade	–0,0143***	–0,0189***	–0,0239***
Área urbana	–0,211***	–0,134***	–0,2305
Composição familiar			
Até 6 anos	0,0185***	0,0130***	0,00964*
Entre 7 e 12	0,0405***	0,05032***	0,05043
13 e 18	0,0652***	0,0624***	0,0457
19 e 25	0,0555***	0,0470***	0,0229
26 e 40	0,0622***	0,0831***	0,0796
41 e 60	0,0653***	0,08080***	0,0591**
60 e +	0,0879***	0,121***	0,0194**
Lambda	0,3202 (8,48)***	1,562 (26,11)***	–1,6054 (–19,74)***
Número de observações	15.492	18.054	4.611

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[a] Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula [exp(c) – 1], onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

TABELA 8
Efeito marginal não-condicional para o dispêndio com os produtos: feijão, arroz e farinha de trigo

Variáveis[a]	Equações de dispêndio		
	Feijão	Arroz	Farinha de trigo
Renda domiciliar (log)	0,03708***	0,0363*	0,149***
Anos de escolaridade	–0,0355***	–0,03081***	–0,03101***
Área urbana	–0,341***	–0,192***	–0,487
Composição familiar			
Até 6 anos	0,0971***	0,0913***	0,07026*
Entre 7 e 12	0,144***	0,140***	0,125
13 e 18	0,184***	0,175***	0,142
19 e 25	0,148***	0,149***	0,07015
26 e 40	0,158***	0,166***	0,189
41 e 60	0,218***	0,192***	0,226**
60 e +	0,2101***	0,171***	0,140**
Lambda	0,3202 (8,48)***	1,562 (26,11)***	–1,6054 (–19,74)***
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[a] Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula [exp(c) – 1], onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

feijão e farinha de trigo. Na tabela 7 estão os valores do efeito marginal condicional (efeito obtido considerando-se apenas os domicílios que adquirem determinado produto), e na tabela 8 os resultados do efeito marginal não-condicional (efeito obtido para toda a população e não somente para aqueles que adquirem o produto, como é o caso do efeito condicional).

Apesar de os dois efeitos serem apresentados, os comentários se baseiam nos efeitos não-condicionais, por considerarmos estes os mais apropriados para o presente caso, mas não invalidando-se os resultados do efeito condicional.

Com base na tabela 8, um aumento de 10% na renda familiar eleva o gasto com feijão e arroz em 0,4% e com farinha de trigo em 1,5%. O maior efeito de

uma elevação na renda foi sobre o dispêndio com a farinha de trigo, e o menor, sobre o gasto com arroz e feijão.

Observou-se também que os domicílios da área urbana gastam 34,1% menos com feijão e 19,2% menos com arroz em relação aos da área rural. O feijão é o produto que apresentou a maior redução no dispêndio urbano em relação ao rural, o que era esperado, uma vez que o consumo de feijão é bem mais comum no meio rural, onde muitas famílias, principalmente os pequenos produtores, ainda cultivam o feijão para o consumo próprio.

O efeito marginal da variável composição familiar se mostrou significativo e em relação direta com o dispêndio da maior parte dos produtos, como é o caso do feijão e do arroz. O que mostra que, quanto maior o número de pessoas, maior o dispêndio familiar com esses produtos.

Nas tabelas 9 e 10 encontram-se os resultados dos efeitos marginais condicional e não-condicional das equações de dispêndio com a alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães. Observa-se que um aumento de 10% na renda familiar eleva o dispêndio com a alimentação fora de casa em 7,6% (efeito não-condicional). O mesmo aumento na renda eleva o consumo de alimentos prontos em 6,9% e o de pães em 3,4%.[1]

Destaque-se que esse maior efeito da renda sobre a alimentação fora de casa, em relação aos alimentos consumidos no domicílio, também foi identificado por Hoffmann (2000a). Esse autor fez um estudo sobre as elasticidades-renda da despesa com alimentos nas RMs do Brasil e identificou que, com o aumento na renda, havia uma propensão maior ao consumo de alimentos fora de casa em relação ao consumo no domicílio.

A urbanização foi altamente significativa, comprovando a sua importância na determinação do dispêndio com os produtos analisados. Martins (1998), em uma comparação feita com dados do Estudo Nacional de Despesa Familiar (Endef) de 1974-1975 e da POF de 1987-1988, concluiu que o processo de urbanização levou a significativas mudanças nos hábitos alimentares da população brasileira. O autor observou ainda a substituição de alimentos que demandam maior tempo de preparo por alimentos mais práticos e pela alimentação fora de casa.

1. Poderíamos considerar a "presença de empregada doméstica no domicílio" como variável explanatória do modelo e esperar que em domicílios onde haja empregada doméstica o consumo de bens tempo-intensivos seja maior. Entretanto, as famílias que teriam empregadas domésticas seriam possivelmente aquelas mais ricas e em que o nível de escolaridade da mulher fosse maior. Se o resultado do estudo fosse o de que famílias com maior renda e/ou maior escolaridade da mulher consumisse mais bens tempo-intensivos, poderíamos creditar esse resultado não esperado ao fato de não termos controlado para a presença de empregadas domésticas. No entanto, o resultado do estudo mostrou que quanto maior o custo de oportunidade da mulher e maior a renda da família, menor é a probabilidade de consumo e de dispêndio com alimentos tempo-intensivos, mesmo sem incluir a presença de doméstica no domicílio.

TABELA 9
Efeito marginal condicional para o dispêndio com a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e o pão

Variáveis[a]	Equações de dispêndio		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,535***	0,328***	0,223***
Anos de escolaridade	0,0234***	0,0349***	0,0198***
Área urbana	0,0955***	0,298***	0,136***
Composição familiar			
Até 6 anos	–0,0370***	–0,145***	0,0441***
Entre 7 e 12	–0,0147	–0,0468*	0,126***
13 e 18	0,05802***	–0,01091	0,123***
19 e 25	0,125***	–0,0514**	0,08058***
26 e 40	0,1054***	–0,0758***	0,117***
41 e 60	0,00829*	–0,0997***	0,177***
60 e +	–0,1028***	–0,0744**	0,2032***
Lambda	0,196 (2,06)**	0,336 (2,27)**	0,0274 (0,49)
Número de observações	24.678	4.964	27.856

Fonte: Resultados da pesquisa, obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[a] Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula [exp(c) – 1], onde c é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

A composição familiar também se mostrou bastante significativa na determinação do dispêndio. Os resultados mostraram que o número de pessoas no domicílio está diretamente relacionado ao dispêndio com pães e inversamente relacionado ao dispêndio com alimentos prontos. Um aumento no número de crianças de até 6 anos e de idosos na família reduziu o gasto com alimentação fora de casa, mas houve aumento do consumo nas outras faixas etárias. Redman (1980) também identificou que famílias com crianças pequenas gastam menos com refeições fora de casa.

Destaque-se que a faixa etária entre 19 e 25 anos é a mais representativa para a alimentação fora de casa, isto é, há maior dispêndio com o consumo de alimentação fora do domicílio nas famílias com maior número de jovens, fato que também

TABELA 10
Efeito marginal não-condicional para o dispêndio com a alimentação fora de casa, os alimentos prontos e o pão

Variáveis[a]	Equações de dispêndio		
	Alimentação fora de casa	Alimentos prontos	Pão
Renda domiciliar (log)	0,762***	0,689***	0,339***
Anos de escolaridade	0,0316***	0,0839***	0,0396***
Área urbana	0,0894***	1,07301***	0,9022***
Composição familiar			
Até 6 anos	–0,0642***	–0,130***	0,0381***
Entre 7 e 12	0,0276	–0,03044*	0,151***
13 e 18	0,140***	–0,00997	0,149***
19 e 25	0,255***	–0,0494**	1,627***
26 e 40	0,234***	–0,0446***	0,179***
41 e 60	0,0941*	–0,1095***	0,235***
60 e +	–0,123***	–0,137**	0,254***
Lambda	0,196 (2,06)**	0,336 (2,27)**	0,0274 (0,49)
Número de observações	43.396	43.396	43.396

Fonte: Resultados da pesquisa, obtidos a partir dos microdados da POF de 2002-2003.

***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

[a] Como a variável dependente é o logaritmo do dispêndio, os valores do efeito marginal de todas as variáveis, excluindo a renda domiciliar que está em termos de logaritmo, foram transformados utilizando-se a fórmula [exp(*c*) – 1], onde *c* é o valor do efeito marginal. Ou seja, calcula-se o antilog dos valores.

foi identificado por Bertasso (2000), ou seja, é o aumento no número de jovens na família que possui a maior influência na elevação do gasto com alimentação fora do domicílio, como pode ser observado na tabela 10.

A maioria dos coeficientes da variável lambda ou razão inversa de Mills foi estatisticamente significativa a 1%, indicando a necessidade de correção do viés de seleção amostral. O sinal negativo dessa variável para a farinha de trigo indica que fatores não mensurados, que elevam a probabilidade de aquisição, reduzem o gasto com esse produto; enquanto o sinal positivo para o feijão, arroz, pão, alimentos prontos e alimentação fora de casa indica que os fatores não mensurados, que elevam a probabilidade de aquisição desses produtos, aumentam o gasto com os mesmos. Esses fatos nos levam a concluir que a não utilização do procedimento

em dois estágios de Heckman poderia gerar um viés sobre os verdadeiros efeitos das variáveis exógenas sobre o dispêndio familiar com os produtos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central deste estudo foi avaliar a influência do custo de oportunidade do tempo da mulher e de alguns outros fatores socioeconômicos sobre os padrões de consumo alimentar no Brasil.

Os resultados empíricos mostraram que o custo de oportunidade do tempo da mulher, medido pelo número de anos de escolaridade, teve grande influência na determinação dos padrões de consumo de alimentos para o Brasil. O custo de oportunidade do tempo da mulher afetou negativamente a probabilidade de aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo e afetou positivamente a probabilidade de aquisição de alimentos prontos, pães e alimentação fora de casa.

Na análise das equações de dispêndio, a variável anos de escolaridade da mulher foi inversamente relacionada ao dispêndio com os alimentos tempo-intensivos analisados, ou seja, feijão, arroz e farinha de trigo. Por outro lado, o estudo da mulher apresentou uma relação direta com o consumo dos alimentos poupadores de tempo isto é, alimentação fora de casa, alimentos prontos e pães, o que significa que um aumento no custo de oportunidade do tempo da mulher implica a redução no dispêndio domiciliar com os alimentos que demandam maior tempo de preparo e um aumento no dispêndio com produtos mais práticos, de fácil e rápido preparo.

O processo de urbanização, que se intensificou de forma bastante significativa nas últimas décadas, também apresentou uma forte influência, tanto na determinação da probabilidade de aquisição quanto no dispêndio domiciliar, para a maior parte dos produtos em análise. Enquanto a aquisição de feijão, arroz e farinha de trigo é menor na área urbana em relação à rural, a aquisição de alimentos prontos e pães é maior, ou seja, a urbanização exerce efeito negativo na probabilidade de aquisição de alimentos que demandam maior tempo de preparo e efeito positivo sobre a probabilidade de aquisição de alimentos poupadores de tempo. Resultados semelhantes foram encontrados para as equações de dispêndio.

A composição das famílias brasileiras vem se modificando significativamente. Os resultados da POF de 2002-2003 mostram que 26% das famílias brasileiras são chefiadas por mulheres, e na área urbana esse percentual chega a 28%. Além disso, 54% das mulheres chefes de família ou cônjuges trabalham fora de casa e o tamanho médio da família brasileira é de 3,6 pessoas. A composição familiar também afetou significativamente a probabilidade de consumo da maior parte dos alimentos analisados.

A renda familiar, mais uma vez, confirmou sua importância tanto na probabilidade de aquisição quanto no dispêndio familiar com a alimentação. Um aumento na renda elevou a probabilidade de aquisição de todos os produtos, exceto no caso do feijão e do arroz, e por se tratar de alimentos bastante populares, um aumento na renda familiar talvez faça com que esses alimentos sejam substituídos por outros. Entretanto, esse resultado pode não ocorrer para todos os níveis de renda, o que mostra a importância de se fazer essa mesma análise para as diferentes classes de rendimento. A elevação no rendimento familiar apresentou efeito positivo no dispêndio com todos os produtos analisados. O maior efeito foi sobre o dispêndio com alimentação fora de casa e alimentos prontos, e o menor, sobre o dispêndio familiar com feijão e arroz.

Considerando-se que a intensificação do processo de urbanização e o aumento na participação da mulher no mercado de trabalho, reduzindo o tempo disponível para os afazeres domésticos, são fatos; e que o aumento no consumo de refeições prontas e da alimentação fora do domicílio, assim como a redução no consumo de feijão e arroz, é uma tendência, é preciso que sejam adotadas políticas com o intuito de conscientizar a população dos riscos de uma alimentação inadequada, principalmente porque muitas doenças, como, por exemplo, obesidade, diabetes, pressão arterial, problemas cardíacos e câncer, entre outras, são causadas, em parte, por uma alimentação inadequada e certamente são enfermidades que elevam significativamente os gastos públicos.

ABSTRACT

We estimate income-consumption equations or Engel curves to analyze the influence of the woman's opportunity cost of time on food consumption in Brazil. The micro data come from the national budget survey Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003, carried out by the Brazilian Geographical and Statistical Institute – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Based on the theory of Household Production and making use of the Heckman procedure, it was verified that the woman's opportunity cost of time is positively related to household expenditures on time saver foods (demand a shorter time to be prepared) and negatively related to household expenditures on time intensive foods (demand more time to be prepared).

REFERÊNCIAS

BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, New York, v. 75, n. 299, p. 493-517, Sep. 1965.

_____. *A treatise on the family*. Cambridge, M. A.: Harvard University Press, 1981.

BERTASSO, B. F. *O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras* – análise da pesquisa de orçamentos familiares/IBGE 1995/96. 109 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

BLUNDELL, R.; MEGHIR, C. Bivariate alternatives to the tobit model. *Journal of Econometrics*, v. 34, p. 179-200, 1987.

DEATON, A. S.; IRISH, M. Statistical models for zero expenditures in household budget. *Journal of Public Economics*, v. 23, p. 59-80, 1984.

DEATON, A. S.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge University Press, 1986. 450 p.

GALEAZZI, M. A. M.; DOMENE, S. M. A.; SICHIERI, R. (Orgs.). *Estudo multicêntrico sobre consumo alimentar*. Brasília: Ministério da Saúde, 1997. Disponível em:<http://dtr2004.saude.gov.br/nutricao/boletim_sisvan/documentos/estudo_multicentrico_consumo_alimentar.pdf >. Acesso em: 26 jan. 2005.

GALEAZZI, M. A. M.; MARCHESICH, R. *Nutrition country profiles*: Brazil. Rome: FAO, Oct. 2000. 36 p.

GRAY, C. W. *Food consumption parameters for Brazil and their application to food policy*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, Sep. 1982. 76 p. (Research Report, 32).

GRONAU, R. Leisure, home production and work: the theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 85, n. 6, p. 1.099-1.123, Dec. 1977.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Menasha, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HOFFMANN, R. Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 267-274, abr. 1983.

_____. A diminuição do consumo de feijão no Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 189-201, maio/ago. 1995.

_____. Elasticidades-renda da despesa com alimentos em regiões metropolitanas do Brasil em 1995-96. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 30, n. 2, p. 17-24, fev. 2000a.

_____. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 47, n. 1, p. 111-122, jan./jun. 2000b.

HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, Londres, v. 37, n. 11, p. 1.303-1.311, June 2005.

IBGE. *População*: indicadores sociais: indicadores sociais mínimos. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 14 nov. 2004a.

_____. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003*: primeiros resultados: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004b. 276 p.

_____. *Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003*: microdados: Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Índices de Preços, 2004c. 1 CD-ROM.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometrics methods*. 4th ed. McGraw-Hill Editor, 1997.

KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. 5th ed. Blackwell Publishers, 2003.

KEEN, M. J. Zero expenditures and the estimation of Engel curves. *Journal of Applied Econometrics,* v. 1, p. 277-286, 1986.

KINSEY, J. Working wives and the marginal propensity to consume food away from home. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 65, n. 1, p. 10-19, Feb. 1983.

LANCASTER, K. J. A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 74, n. 2, p. 132-157, Apr. 1966.

MARTINS, E. *Variações no consumo de alimentos no Brasil de 1974/75 a 1987/88*. 117 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

McCRACKEN, V. A.; BRANDT, J. A. Household consumption of food-away-from-home: total expenditure and type of food facility. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 69, n. 2, p. 274-284, May 1987.

MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. W. *Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil*: aplicações do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. Brasília: Ipea, jun. 2002. 21 p. (Texto para discussão, n. 896).

MONDINI, L.; MONTEIRO, C. A. Mudanças no padrão de alimentação da população urbana brasileira (1962-1988). *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 28, n. 6, p. 433-439, dez. 1994.

PARK, J. L.; CAPPS, O. JR. Demand for prepared meals by U.S. households. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 79, n. 3, p. 814-824, Aug. 1997.

PROCHASKA, F. J.; SCHRIMPER, R. A. Opportunity cost of time and other socioeconomic effects on away-from-home food consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 55, n. 4, p. 595-603, Nov. 1973.

REDMAN, B. J. The impact of women's time allocation of expenditure for meals away-from-home and prepared foods. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 62, n. 2, p. 234-237, May 1980.

RUEL, M. T.; HADDAD, L.; GARRETT, J. L. *Some urban facts of live: implications for research and policy*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division – FCND, Apr. 1999. 21 p. (Discussion paper, n. 64).

SAHA, A.; CAPPS, O.; BYRNE, P. Calculating marginal effects in models for zero expenditures in household budgets using Heckman-type correction. *Applied Economics*, v. 29, p. 1.311-1.316, 1997.

SDRALI, D. *Effects of sociodemographic and economic factors on food expenditure in a prefecture of Greece*. Disponível em:<www.lse.ac.uk/collections/hellenicObservatory/pdf/symposiumpapersonline/Sdrali.pdf>. Acesso em: 3 fev. 2005.

SENAUER, B. The effect of demographic shifts and changes in the income distribution on food-away-from-home expenditure. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 61, n. 5, p. 1.046-1.057, Dec. 1979.

————. *Changes and trends in consumption patterns*. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/briefing/foodmarketstructures/conferencepapers/senauer.pdf>. Acesso em: 31 ago. 2004.

SENAUER, B.; SAHN, D.; ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. *American Journal of Agricultural Economics*, New York, v. 68, n. 4, p. 920-927, Nov. 1986.

SICHIERI, R.; CASTRO, J. F. G.; MOURA, A. S. Fatores associados ao padrão de consumo alimentar da população brasileira urbana. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 19, Supl. 1, p. 47-53, 2003.

SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de; TOMICH, F. A.; VIANNA, S. T. W.; SAFATLE, L.; LEAL, J. C. *Insuficiência alimentar nas grandes regiões urbanas brasileiras*. Brasília: Ipea, jun. 2002. 29 p. (Texto para discussão, n. 884).

THOMAS, V. *Differences in income, nutrition and poverty within Brazil*. Washington, D.C.: World Bank, Feb. 1982. 103 p. (World Bank Staff Working Paper, n. 505).

(Originais recebidos em agosto de 2007. Revistos em setembro de 2007.)

O EFEITO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL NO BRASIL

Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha*
Monica Viegas Andrade*

O objetivo deste trabalho é estudar a relação entre o estado de saúde individual e a distribuição de renda no Brasil. Mais especificamente, estamos interessados em avaliar como a distribuição de renda impacta o estado de saúde auto-reportado dos indivíduos. A metodologia utilizada é o modelo *logit* multinível. A base de dados empregada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1993 e as Pnads de 1998 e 2003, que apresentam um suplemento especial contendo informações sobre o estado de saúde. Os principais resultados encontrados revelam que a distribuição de renda afeta o estado de saúde auto-avaliado, apesar de a magnitude desse efeito ser pequena: quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, menor é a chance de o indivíduo reportar um melhor estado de saúde.

1 INTRODUÇÃO

A preocupação com o estado de saúde tem se tornado cada vez maior para os gestores de políticas públicas em diversas economias, dado o seu efeito sobre o nível de bem-estar da população. Tal efeito pode ser direto, uma vez que a doença afeta negativamente a função de utilidade individual, e indireto, devido ao seu impacto sobre os rendimentos individuais (Luft, 1975; Alves; Andrade, 2003; Murrugarra; Valdivia, 1999; Ivaschenko, 2003). A perda de rendimentos salariais devido à saúde precária afeta o nível de bem-estar tanto do ponto de vista individual quanto da sociedade, produzindo impactos sobre diferentes indicadores macroeconômicos, tais como o nível de riqueza da população e a distribuição de renda. O impacto da saúde sobre a distribuição de renda é verificado se as perdas de rendimentos incidirem de forma diferenciada sobre os grupos socioeconômicos (Noronha, 2005).

Entretanto, a causalidade da relação entre o estado de saúde e a distribuição de renda não é unívoca. Um grupo importante de pesquisadores na literatura internacional tem enfatizado o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde individual e médio da sociedade (Kawachi; Kennedy; Wilkinson, 1999; Lynch *et al.*, 2004; Wilkinson, 1996). Esse efeito é observado na medida em que sociedades mais desiguais são caracterizadas pela presença de conflitos sociais e maiores divergências entre as classes socioeconômicas, que podem se refletir em um maior nível de estresse emocional, taxas elevadas de criminalidade e menor provisão pública de serviços, produzindo efeitos adversos sobre o estado de saúde.

* Pesquisadora do Cedeplar-UFMG.

O objetivo deste artigo é verificar se e em que medida a distribuição de renda afeta o nível de saúde individual no Brasil. A investigação da existência desse efeito para o país é particularmente importante, tendo em vista a elevada desigualdade de renda – observada tanto entre os indivíduos como entre as regiões. A despeito disso, existem ainda poucos estudos empíricos que buscam analisar essa relação para o Brasil. Os trabalhos existentes são realizados a partir de informações agregadas, as quais permitem avaliar o efeito da distribuição de renda apenas sobre o nível de saúde médio da população. Os resultados, contudo, não são conclusivos, uma vez que esses estudos encontram evidências tanto da presença do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, como evidências de que esse efeito não é significativo (Messias, 2003; Szwarcwald; Bastos; Esteves, 1999). Nosso estudo avança nessa análise, ao considerar o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual em todas as unidades da federação (UFs), contribuindo para ampliar o debate existente na literatura empírica nacional e situar o Brasil no debate internacional.

A base de dados utilizada é a Pnad de 1998 e de 2003, cujo suplemento contém informações detalhadas sobre a saúde, e a Pnad de 1993 para informações agregadas. O método utilizado consiste na estimação de um modelo de regressão logística multinível. Os principais resultados encontrados evidenciam que, no Brasil, a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-avaliado, apesar de a magnitude desse efeito ser pequena. Indivíduos que apresentam características individuais semelhantes, mas que vivem em localidades mais desiguais, têm maior probabilidade de avaliar seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim.

Este artigo apresenta seis seções, incluindo esta introdução. Na próxima, realizamos a revisão da literatura. Na terceira, apresentamos a metodologia, e, na quarta, descrevemos a base de dados e as variáveis dependentes e independentes escolhidas para o processo de estimação. Na quinta seção discutimos os resultados encontrados. Na última, faremos as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Existem duas principais abordagens teóricas que explicam os mecanismos pelos quais a distribuição de renda afetaria o estado de saúde: corrente *Psicossocial* (Wilkinson, 1996; Kawachi; Kennedy; Wilkinson, 1999) e corrente *Neomaterial* (Lynch *et al.*, 2000). O principal fundamento teórico da corrente *Psicossocial* é a hipótese de renda relativa de Wilkinson. De acordo com essa hipótese, a posição relativa do indivíduo na sociedade é um importante determinante do estado de saúde individual, já que o efeito da renda sobre o estado de saúde ocorre não somente através do seu nível absoluto, mas também do seu nível relativo. Segundo essa abordagem, o nível de desigualdade de renda afeta o estado de saúde mediante a percepção do ambiente social em que o indivíduo está inserido, ao comparar sua

posição na estrutura social com a posição daqueles que pertencem a outras classes. Essa comparação pode gerar sentimentos negativos, tais como angústia, insegurança, inferioridade, vergonha de sua posição na sociedade e menor nível de confiança interpessoal.

Do ponto de vista individual, essas emoções, experimentadas principalmente pelos grupos de menor renda, se traduzem em comportamentos nocivos à saúde, como, por exemplo, o uso excessivo de álcool e cigarros, e maior estresse emocional, além de contribuírem para reduzir a participação desse grupo de renda no processo decisório das políticas sociais, tendo como conseqüência o menor provimento de bens e serviços de saúde direcionados a essa camada da população.

No âmbito macro, esses sentimentos irão se traduzir em conflitos sociais latentes e menor qualidade das relações sociais, dificultando o estabelecimento de uma coesão social forte, importante para a construção de uma rede de apoio e cooperação entre as pessoas. Como a desigualdade de renda amplia a divergência de interesses entre os grupos sociais, as características das relações sociais – como grau de confiança entre os membros de uma sociedade – que constituem importantes recursos para alcançar fins coletivos podem se tornar mais frágeis. Tais características determinam, em certa medida, o nível de capital social de uma sociedade, sendo menor onde a desigualdade de renda é mais elevada. Nesse contexto, a desigualdade de renda afeta o estado de saúde de todos os indivíduos, independentemente de sua condição socioeconômica.[1] Um exemplo é o maior nível de estresse emocional observado entre os indivíduos que residem em sociedades mais desiguais, que pode estar associado a menor segurança no emprego, menos apoio social, maior nível de violência e criminalidade.

A abordagem *Neomaterial* surgiu como crítica à corrente *Psicossocial*.[2] De acordo com Lynch *et al.* (2000), os *neomaterialistas* reconhecem as conseqüências *psicossociais* da desigualdade de renda sobre o estado de saúde. No entanto, o principal mecanismo segundo o qual esse efeito ocorre é através das causas estruturais da desigualdade de renda e não apenas através de percepções dessa desigualdade, uma vez que o efeito dos fatores *psicossociais* sobre o estado de saúde está vinculado às condições estruturais e materiais que caracterizam o ambiente econômico e social. Ademais, a abordagem *psicossocial* negligencia as conseqüências ambíguas do efeito de uma coesão social forte sobre o estado de saúde, que podem ser

1. De acordo com Kawachi *et al.* (1997), capital social é definido por um conjunto de características da organização social, tais como participação cívica, nível de confiança entre os indivíduos, organização social e normas de reciprocidade, que proporcionam a cooperação entre as pessoas para alcançar benefícios mútuos. O capital social é uma variável medida no nível macro, cuja contrapartida no nível individual são as redes sociais, portanto determinado pela estrutura e pela qualidade das relações sociais estabelecidas entre os indivíduos.

2. O termo *neomaterial* deve-se à natureza das condições materiais, que é contingente a fatores históricos e é específica ao tipo de doença. As condições materiais relevantes para tratar de doenças infecto-contagiosas no século XIX são diferentes das condições materiais para tratar das doenças crônico-degenerativas que caracterizam o perfil epidemiológico no século XX (Lynch *et al.*, 2000).

positivas ou negativas dependendo do grupo que tem maior influência. Um exemplo é a sociedade cujo grupo mais coeso é composto por dependentes químicos, traficantes ou mafiosos, afetando negativamente o estado de saúde. Nesse caso, a existência de forte coesão social pode ser fonte de tensão, na medida em que esses grupos exerçam papel coercivo na sociedade (Lynch *et al.*, 2000).

De acordo com a abordagem *Neomaterial*, a distribuição de renda determina um conjunto específico de características econômicas, políticas, sociais e institucionais que afetam o nível de investimentos em recursos humanos, recursos sociais e de saúde (Macinko *et al.*, 2003). Nesse sentido, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde ocorre através de mecanismos materiais. Esse processo é observado tendo em vista a maior divergência de interesses entre as diferentes classes sociais. Uma conseqüência dessa maior divergência é a segregação espacial econômica que resulta em uma distribuição mais concentrada da provisão pública dos serviços de saúde, educação e saneamento básico.[3] Essa segregação determina a distribuição espacial dos diferentes grupos socioeconômicos, caracterizando as áreas pela maior ou menor concentração de ricos e pobres. Assim, em sociedades mais desiguais, a segmentação territorial em áreas ricas e pobres é mais acentuada, uma vez que indivíduos mais ricos tendem a se isolar econômica e politicamente, determinando uma divisão espacial mais desigual dos bens e serviços públicos. Nas localidades em que há maior concentração de ricos, o nível de investimentos em bens e serviços públicos é mais elevado, devido à maior influência político e econômica dessa camada da população. Quando a desigualdade de renda é menor, a segregação espacial é menos acentuada e a distribuição da oferta desses bens e serviços é menos concentrada, ampliando o acesso aos serviços de saúde, sobretudo entre os mais pobres.

As duas correntes teóricas prevêem um efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde. Residir em localidades mais desiguais gera um custo para o indivíduo além daqueles relacionados às características intrínsecas a essas sociedades, tais como maior nível de criminalidade, menor coesão social e maior nível de estresse.[4] Essas características, que por si só afetam o nível de bem-estar individual e da população, são potencializadas devido ao seu efeito sobre o estado de saúde. Esse efeito pode ser mais perverso, uma vez que afeta de forma diferenciada ricos e pobres, sendo mais acentuado entre os pobres, reforçando a importância de se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda.

---

3. Lynch *et al.* (2004) e Lynch *et al.* (2000) mostram que, nos Estados Unidos, a desigualdade de renda está altamente associada ao nível de investimentos em recursos sociais, tais como infra-estrutura, sistema de saúde, sistema educacional, seguro-saúde, bem-estar social, gastos médicos etc.

4. Diversos estudos mostram que a desigualdade de renda contribui para aumentar a taxa de criminalidade e violência (Bourguignon, 1998; Fajnzylber; Lederman; Loayza, 1998a e 1998b; Hsieh; Pugh, 1993; Wilson; Daly, 1997; Kennedy *et al.*, 1998; Walberg *et al.*, 1998).

Existe, entretanto, um extenso debate na literatura tanto empírica como teórica que questiona a existência do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde (Judge, 1995; Gravelle, 1998; Deaton, 2001; Deaton; Paxson, 2001; Deaton, 2002; Mellor; Milyo, 2001; Delajara, 2002). Diversos trabalhos têm criticado as evidências encontradas na literatura quanto à existência da relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde. A principal crítica refere-se à metodologia utilizada para estimar essa relação.

A dificuldade na escolha do método de estimação decorre da natureza hierárquica dos dados. Essa característica é observada quando a análise refere-se a variáveis medidas em níveis distintos de agregação. Quando analisamos o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, estamos avaliando a relação entre uma variável medida no nível agregado e outra medida no nível individual. A maior parte dos estudos existentes na literatura empírica, que analisa o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde, ignora essa característica e utiliza informações medidas em apenas um nível (Rodgers, 1979; Waldmann, 1992; Wilkinson, 1992; Ben-Shlomo; White; Marmot, 1996; Kaplan *et al.,* 1996; Kennedy; Kawachi; Prothrow-Stith, 1996; Lynch *et al.*, 1998).

Por um lado, utilizar informações medidas apenas no nível agregado pode levar à ocorrência de falácia ecológica. A falácia ecológica corresponde a inferências a respeito de relações no nível agregado que, na realidade, refletem relações no nível individual. Particularmente, quando utilizamos apenas os dados agregados para avaliar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, essa análise estaria refletindo também a natureza da relação entre o nível de renda individual e o estado de saúde. Como a relação entre essas duas variáveis é côncava, ou seja, o impacto de variações no nível de renda sobre o estado de saúde é maior nas camadas de renda mais baixas, e como as regiões com maiores desigualdades de renda têm uma proporção elevada de pobres, o nível de saúde médio tende a ser menor. Nesse caso, a relação entre a desigualdade de renda e o nível médio de saúde estaria, na realidade, refletindo em parte a relação entre o nível de renda individual e a saúde individual (Hox, 1995).

Por outro lado, ao utilizarmos apenas informações individuais, estaríamos incorrendo em falácia atomística, na qual conclusões extraídas de relações no nível individual estariam na realidade refletindo as relações contextuais. A falácia atomística ocorre porque a relação entre duas variáveis analisadas no nível individual difere da relação observada entre essas mesmas variáveis medidas no âmbito macro. Um exemplo é a relação entre o nível de renda e a mortalidade por doença coronária cardíaca. Na análise realizada no nível individual, a correlação entre essas duas variáveis é negativa, ou seja, um aumento no nível de renda reduz a probabilidade de o indivíduo morrer devido à doença coronária. O problema de falácia atomística irá ocorrer se, com base nessa análise, inferirmos que essa mesma correlação será

observada no nível agregado. Nesse caso, iremos erroneamente concluir que um aumento na renda *per capita* está associado a reduções nas taxas de mortalidade devido a essa doença. Na realidade, no âmbito macro, a correlação entre essas duas variáveis é positiva, sugerindo que um aumento na renda *per capita* aumenta a taxa de mortalidade segundo essa causa. Tal resultado é observado uma vez que, em sociedades mais ricas, devido à maior longevidade da população, as taxas de mortalidade por doenças crônico-degenerativas são mais altas (Roux, 2002).

Alguns estudos têm procurado contornar essas dificuldades a partir da estimação de modelos multiníveis que permitem utilizar, conjuntamente, na análise, variáveis mensuradas nos dois níveis: agregado e individual (Soobader; LeClere, 1999; Mellor; Milyo, 2002; Kennedy *et al.*, 1998b). Com a estimação desse modelo, é possível analisar o efeito direto das características individuais e de contexto e determinar se as variáveis medidas no nível agregado servem como moderadoras das relações observadas no nível individual, considerando-se a relação entre níveis.

Esses estudos avaliam o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde com base em análises *cross-sectional*. Os resultados novamente não são conclusivos, uma vez que existem evidências tanto da existência da relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde (Kennedy *et al.*, 1998b; Soobader; LeClere, 1999; Subramanian *et al.*, 2003), como também de que essa relação não é significativa (Mellor; Milyo, 2002; Fiscella; Franks, 1997).

No presente artigo, como estimamos um modelo multinível, estamos considerando na análise variáveis mensuradas nos dois níveis: agregado e individual. Esse instrumental econométrico, como visto, vem sendo amplamente utilizado na literatura empírica internacional, mas os estudos existentes para o Brasil são ainda escassos. Nesse sentido, este trabalho contribui para ampliar o debate existente na literatura empírica nacional e situar o Brasil no debate internacional. A utilização dessa abordagem permite, em alguma medida, contornar as dificuldades previamente especificadas e existentes em análises nas quais as variáveis de interesse correspondem a distintos níveis de agregação.

3 METODOLOGIA

A metodologia utilizada neste trabalho baseia-se na estimação de um modelo *logit* multinível composto por dois níveis: individual (nível 1) e agregado (nível 2). A variável dependente é uma medida binária do estado de saúde auto-reportado, avaliada no nível 1.[5]

5. Utilizamos a abordagem do modelo hierárquico linear generalizado, estimado através do método PQL (Penalized Quasi-Likelihood) restrito, que utiliza séries de expansão de Taylor de primeira ordem para linearizar o modelo. O *software* estatístico utilizado é o HLM. Para uma discussão mais detalhada, ver Raudenbush e Bryk (2002).

Para a especificação do modelo de nível 1, deixa-se y_{ij}^{*} ser uma variável contínua latente, não observável, que representa o estado de saúde do indivíduo *i* na unidade de análise *j* (nível 2). Essa variável pode ser definida a partir da seguinte relação linear:

$$y_{ij}^{*} = \beta_{0j} + X_{kij}\beta_{kj} + e_{ij} \quad (1)$$

onde:

X_{kij} = vetor das *k* variáveis independentes medidas no nível 1;

β_{0j} = intercepto;

β_{kj} = vetor dos *k* parâmetros a serem estimados pelo modelo; e

e_{ij} = termo randômico, cuja distribuição é normal.

Considere-se uma variável binária observada y_{ij}, que mede o estado de saúde observado, definida por:

y_{ij} = 1 se $y_{ij}^{*} > 0$

y_{ij} = 0, caso contrário

tal que:

$$E\left(y_{ij}^{*} \mid X'_{ijk}\right) = X'_{ijk}\beta_{jk}$$

Ao especificarmos uma função de probabilidade *logistic*, obtemos o "modelo de chance proporcional" (*proportional odds model*) multinível da seguinte forma:

$$P\left(y_{ij} = 1 \mid X_{ij}\right) = \frac{\exp\left(X'_{ijk}\beta_{jk}\right)}{1 + \exp\left(X'_{ijk}\beta_{jk}\right)} \quad (2)$$

Esse modelo é semelhante ao modelo de regressão *logistic* padrão. A diferença é que a análise multinível considera a natureza hierárquica dos dados e permite analisar a relação entre uma variável medida no nível agregado (desigualdade de renda) e outra medida no nível individual (estado de saúde). Alguns ou todos os parâmetros estimados podem conter um termo aleatório que varia segundo a unidade de análise medida no nível 2, ou seja, no nível agregado. Neste artigo, apenas o intercepto é suposto aleatório, no qual o modelo de nível 2 é especificado pelas equações a seguir:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{j1} + \gamma_{02} Z_{j2} + ... + \gamma_{0m} Z_{jp} + u_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} \text{ com } k \neq 0$$

onde:

Zj = vetor de covariadas medidas nas unidades macro;

K = 1, 2, …, K e p = 1, 2, …, P correspondem às K e P covariadas das características individuais e agregadas respectivamente;

u_{0j} e u_{kj} = termo residual no nível agregado com distribuição normal $u_j \sim N\left(0, \sigma_u^2\right)$.

Os termos residuais do modelo de nível 2 (u_{0j} e u_{kj}) são supostos não correlacionados com o termo residual do modelo de nível 1 (e_{ij}). No entanto, u_{0j} e u_{kj} podem estar correlacionados, apresentando covariância igual a σ_{0k}^2.

A especificação desse modelo permite verificar o efeito direto da desigualdade de renda sobre o estado de saúde individual, ou seja, se o estado de saúde tende a ser pior em regiões onde o nível de desigualdade de renda é mais elevado. Considerando-se que a variável dependente é igual a 1 se o indivíduo é saudável, e supondo-se que o intercepto (β_{0j}) estimado seja positivo, então, para indivíduos com o mesmo nível de renda, escolaridade e outras características individuais, a probabilidade esperada de ocorrência de um melhor estado de saúde é mais alta em unidades de análise que possuem um valor mais elevado do β_{0j}, que pode ser explicado pelas características de contexto, tais como a desigualdade de renda.

4 DESCRIÇÃO DO BANCO DE DADOS E DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada é a Pnad, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações referem-se aos anos de 1993, 1998 e 2003. Nos anos de 1998 e 2003, a Pnad possui um suplemento especial contemplando informações sobre as características de saúde dos indivíduos. A pesquisa tem ampla cobertura nacional, com representatividade estadual e de nove regiões metropolitanas

(RMs): Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. Na região Norte, a Pnad abrange apenas a área urbana, exceto em Tocantins, que compreende também a área rural. Em 1998, foram pesquisados 344.975 pessoas, 112.434 unidades domiciliares e 793 municípios e, em 2003, 384.834 indivíduos, 133.255 domicílios e 851 municípios.

O modelo *logit* hierárquico estimado neste trabalho é composto por dois níveis. O primeiro refere-se às informações das características individuais; e o segundo, às informações agregadas. A variável dependente do modelo é uma medida binária do estado de saúde auto-reportado, avaliada no nível inferior, ou seja, no nível correspondente às informações individuais (nível 1). A auto-avaliação do estado de saúde é bastante utilizada na literatura empírica por proporcionar uma medida ampla do estado de saúde e por ser capaz de considerar todos os tipos de morbidade. Além disso, alguns estudos têm demonstrado uma estreita relação entre essa variável e a mortalidade, bem como com outras medidas de morbidade (Idler; Benyamini, 1997; Wilson; Kaplan, 1995; Idler; Kasl, 1995). A dificuldade com esse tipo de variável decorre do fato de ser uma medida subjetiva e que depende das informações que os indivíduos dispõem sobre seu estado de saúde: indivíduos mais pobres, por exemplo, podem ter menos acesso aos serviços médicos e, portanto, desconhecer o seu verdadeiro estado de saúde.

As demais medidas presentes na Pnad, a despeito de serem mais objetivas, também apresentam limitações. A presença de doença crônica está muito condicionada ao acesso aos serviços de saúde, dependendo do diagnóstico médico para detectá-la e do estágio em que a doença se encontra. Se os sintomas estiverem controlados, nem sempre a ocorrência da doença irá gerar perdas de bem-estar. A dificuldade de se utilizar como medida de saúde problemas de mobilidade física está no fato de que existem diversas morbidades que não se traduzem em limitações físicas e, em geral, as doenças que acarretam restrições de atividades acometem mais os idosos, não sendo, portanto, um bom indicador para o restante da população. No caso das variáveis "dias acamados" e "dias sem realizar atividades habituais" por motivo de saúde, como o período de referência considerado na Pnad é muito curto, mensura-se a presença de alguma doença ocorrida no curto prazo, sendo pouco precisa para avaliar o estoque de saúde dos indivíduos.

O estado de saúde auto-avaliado apresenta diversas gradações disponíveis do estado de saúde, sendo, portanto, uma variável com resposta não dicotômica. A Pnad permite que os indivíduos classifiquem sua saúde como muito boa, boa, regular, ruim e muito ruim.[6] Os resultados de estudos realizados com base nessa

6. Na Pnad, essas informações podem ser fornecidas pela própria pessoa, por outra pessoa moradora no domicílio e pessoa não moradora no domicílio. Em 1998, 36,78% das informações foram relatadas pela própria pessoa e 60,95% por outra pessoa moradora no domicílio. Em 2003, esse percentual era de 38,19% e 59,71%, respectivamente.

medida estão extremamente condicionados ao *cutoff* estabelecido para classificar os indivíduos como saudáveis e doentes. No referido estudo, classificamos como "saudáveis" os indivíduos que avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom, e como "doentes" os que avaliam como regular, ruim e muito ruim. Para verificar se essa classificação reflete as condições de morbidade dos indivíduos da amostra, analisamos a proporção de indivíduos em cada categoria de resposta segundo idade, presença de doenças crônicas, problemas de mobilidade física e se esteve acamado no período de referência. A análise por idade se deve à estreita relação dessa variável com o estado de saúde, sendo um importante determinante do estoque de saúde individual. Os resultados foram similares para os dois anos considerados.

A presença de doenças crônicas segundo condição de saúde auto-avaliada é muito diferenciada entre os indivíduos que avaliam sua saúde como muito boa e boa, em contraste com os que avaliam como regular, ruim e muito ruim. Para os que avaliam como muito boa e boa, há uma concentração maior de pessoas sem doença crônica, sendo igual a 87,41% e 76,53%, respectivamente. Para os que avaliam como regular, ruim e muito ruim, esse percentual é bem mais baixo, sendo igual a 36,52%, 19,51% e 17,81% (Pnad de 2003).

O mesmo padrão é verificado quando analisamos a distribuição das outras duas medidas de morbidade em cada categoria de resposta. O percentual de indivíduos com problemas de mobilidade física e que estiveram acamados é mais elevado entre os que avaliam sua saúde como regular, ruim e muito ruim, sugerindo um estado de saúde mais precário entre os indivíduos desse grupo.[7]

Os resultados por grupos etários estão de acordo com o observado na literatura, ou seja, o estado de saúde tende a se deteriorar com o aumento da idade. A proporção de pessoas que avaliam sua saúde como muito boa e boa é maior entre os mais jovens e se reduz com o aumento da idade. O oposto é observado quando analisamos os indivíduos que consideram seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim. Nesse caso, a proporção é menor para os grupos etários mais jovens, tornando-se mais elevada nas idades avançadas.

Essa análise sugere que o corte estabelecido na medida de saúde auto-avaliada parece adequado para classificar a amostra em doentes e saudáveis, estando bastante associado às outras variáveis de morbidade presentes na Pnad. Os indivíduos com saúde muito boa e boa tendem a apresentar melhores condições de saúde.

7. As Pnads de 1998 e 2003 perguntaram aos indivíduos com idade superior a 14 anos se eles normalmente têm dificuldades para tomar banho, alimentar-se ou ir ao banheiro; para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; para empurrar mesa ou realizar consertos domésticos, entre outras. Aqueles que responderam que "não conseguem realizar" ou "têm grande dificuldade para realizar" pelo menos uma das tarefas mencionadas no questionário foram considerados indivíduos que apresentam problema de mobilidade física.

Para os que avaliam sua saúde como regular, a relação com as outras medidas de morbidade é similar à encontrada para os que têm saúde ruim e muito ruim, justificando a classificação dessas três categorias em um único grupo.[8]

De acordo com essa classificação, cerca de 79% da amostra avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom, sendo esse percentual mais elevado entre os homens (tabela 1).

As variáveis independentes incluídas nesse nível compreendem um conjunto de medidas socioeconômicas e demográficas importantes na determinação do estado de saúde individual (quadro 1).

TABELA 1
Proporção de indivíduos segundo estado de saúde auto-avaliado
(Em %)

Estado de saúde auto-avaliado	1998				2003			
	Homens	Mulheres	Total	Total acumulado	Homens	Mulheres	Total	Total acumulado
Muito bom	30,04	26,51	28,24	28,24	26,39	23,33	24,82	24,82
Bom	51,79	49,95	50,85	79,09	54,58	53,03	53,79	78,61
Regular	15,04	19,35	17,24	96,33	15,93	19,91	17,97	96,58
Ruim	2,56	3,46	3,02	99,35	2,56	3,11	2,84	99,42
Muito ruim	0,55	0,70	0,62	100,00	0,53	0,62	0,58	100,00
Total	100,00	100,00	100,00	-	100,00	100,00	100,00	-

Fontes: Pnads de 1998 e 2003.

QUADRO 1
Variáveis independentes do modelo multinível (nível 1)

Variáveis independentes	Descrição
Logaritmo natural da renda familiar *per capita*	Renda familiar total (proveniente de todas as fontes) dividida pelo número de componentes da família. Essa medida foi deflacionada considerando o ano-base 2003
Sexo	Medida dicotômica igual a 1 se mulher, e 0 caso contrário
Idade	Medida discreta modelada com um termo linear e um termo quadrático
Cor	Medida dicotômica igual a 1 se branco, e 0 caso contrário (preto, pardo, amarelo)
Status marital	Medida dicotômica igual a 1 se o indivíduo é casado, e 0 caso contrário
Escolaridade do chefe de família	Anos completos de estudo. Variável discreta modelada com um termo linear e quadrático

8. Para uma análise mais detalhada, ver Noronha (2005).

Estimamos o modelo hierárquico considerando conjuntamente as amostras referentes aos anos de 1998 e de 2003, totalizando 704.360 observações no nível 1 (332.612 referentes a 1998 e 371.748 a 2003).

A unidade de análise do segundo nível é definida pelos estados da federação, distinguidos por situação do domicílio e tipo de área, constituindo-se em 57 unidades, conforme especificado no quadro 2. Como a análise é realizada conjuntamente para os dois períodos, as 57 unidades foram definidas para cada ano, o que totalizou 114 observações no nível macro.[9]

Tal classificação é pertinente para a análise dos determinantes do estado de saúde individual, tendo em vista as desigualdades na oferta dos serviços de saúde entre as regiões do país. O Brasil é caracterizado por profundas desigualdades sociais e regionais que são também observadas no setor de saúde, determinando uma distribuição espacial da oferta dos serviços de saúde bastante desigual. A maior parte da oferta, sobretudo a de maior complexidade tecnológica, como os serviços hospitalares, está concentrada nas regiões mais ricas e desenvolvidas, tais como os estados da região Sudeste e as regiões urbanas. Além disso, as diferenças em estilo de vida entre as regiões urbana e rural podem determinar estados de saúde diferenciados. Os indivíduos que residem na área urbana têm um estilo de vida mais agitado e estão mais expostos a determinados fatores de risco que podem acarretar prejuízos à saúde. Um exemplo é o alto nível de estresse, maior poluição sonora e atmosférica. Para os que residem na área rural, os fatores de risco estão, em grande medida, relacionados com as condições de saneamento básico e características do trabalho, especialmente no setor agrícola, devido ao uso inadequado de produtos agrotóxicos.

As variáveis independentes incluídas nesse nível estão sintetizadas no quadro 3. Além do indicador de desigualdade de renda, medido pelo coeficiente de Gini, testamos o efeito de mais três variáveis contextuais sobre o estado de saúde auto-avaliado: renda média domiciliar, proporção de idosos e número de habitantes. Essas variáveis procuram mensurar a disponibilidade de recursos, bem como as condições de vida e nível de desenvolvimento econômico e social de cada localidade.[10]

A inclusão do tamanho da população decorre do fato de o consumo dos serviços de saúde ser caracterizado pela presença de economias de escala (sobretudo cuidados hospitalares, que são eventos esporádicos e intensivos em tecnologia), o

9. Essa tipologia foi construída por Rios-Neto, César e Riani (2002).

10. Três outras medidas também foram testadas: proporção de domicílio com água encanada, escolaridade média da população adulta (25 anos e mais) e proporção de pessoas ocupadas. Devido à alta correlação das duas primeiras variáveis com a renda média domiciliar (0,76 e 0,90, respectivamente), optamos por não considerar essas medidas no modelo, pois podem gerar problemas de multicolinearidade. No caso da proporção de pessoas ocupadas, quando a incluímos no modelo, o seu efeito sobre a probabilidade de ser saudável não foi significativo. Além disso, em vez de reduzir a variabilidade entre as unidades, contribuiu para aumentar o valor do componente da variância estimado relativo ao intercepto.

QUADRO 2
Unidades de análise do nível 2

UF	Área	UF	Área
Rondônia	Urbana não-metropolitana	Bahia	Urbana não-metropolitana
Acre	Urbana não-metropolitana	Bahia	Rural
Amazonas	Urbana não-metropolitana	Minas Gerais	Urbana metropolitana
Roraima	Urbana não-metropolitana	Minas Gerais	Urbana não-metropolitana
Pará	Urbana metropolitana	Minas Gerais	Rural
Pará	Urbana não-metropolitana	Espírito Santo	Urbana não-metropolitana
Amapá	Urbana não-metropolitana	Espírito Santo	Rural
Tocantins	Urbana não-metropolitana	Rio de Janeiro	Urbana metropolitana
Tocantins	Rural	Rio de Janeiro	Urbana não-metropolitana
Maranhão	Urbana não-metropolitana	Rio de Janeiro	Rural
Maranhão	Rural	São Paulo	Urbana metropolitana
Piauí	Urbana não-metropolitana	São Paulo	Urbana não-metropolitana
Piauí	Rural	São Paulo	Rural
Ceará	Urbana metropolitana	Paraná	Urbana metropolitana
Ceará	Urbana não-metropolitana	Paraná	Urbana não-metropolitana
Ceará	Rural	Paraná	Rural
Rio Grande do Norte	Urbana não-metropolitana	Santa Catarina	Urbana não-metropolitana
Rio Grande do Norte	Rural	Santa Catarina	Rural
Paraíba	Urbana não-metropolitana	Rio Grande do Sul	Urbana metropolitana
Paraíba	Rural	Rio Grande do Sul	Urbana não-metropolitana
Pernambuco	Urbana metropolitana	Rio Grande do Sul	Rural
Pernambuco	Urbana não-metropolitana	Mato Grosso do Sul	Urbana não-metropolitana
Pernambuco	Rural	Mato Grosso do Sul	Rural
Alagoas	Urbana não-metropolitana	Mato Grosso	Urbana não-metropolitana
Alagoas	Rural	Mato Grosso	Rural
Sergipe	Urbana não-metropolitana	Goiás	Urbana não-metropolitana
Sergipe	Rural	Goiás	Rural
Bahia	Urbana metropolitana	Distrito Federal	Urbana metropolitana
		Distrito Federal	Rural

QUADRO 3
Variáveis independentes do modelo multinível (nível 2)

Variáveis independentes	Fonte de dados	Descrição
Variáveis de nível 2		
Índice de Gini	Pnad de 1993 e Pnad de 1998 *Incluídas no modelo com uma defasagem de cinco anos* Variáveis construídas utilizando-se o fator de expansão (peso amostral)	Obtido a partir de informações sobre a renda domiciliar *per capita* proveniente de todas as fontes, deflacionada e medida em real considerando como ano-base 2003
Proporção de idosos		Proporção de indivíduos com 65 anos ou mais em cada unidade
Renda média		Renda média domiciliar *per capita* deflacionada e medida em real (ano-base: 2003)
Tamanho da unidade	Pnad de 1998 e Pnad de 2003 Variáveis construídas utilizando-se o fator de expansão (peso amostral)	O tamanho da unidade é definido pelo número de habitantes. Consideramos três faixas de tamanho populacional: até 1 milhão de habitantes, entre 1 milhão e 3 milhões e 3 milhões e +

que requer escala populacional que viabilize o financiamento da capacidade instalada. Nesse sentido, o número de habitantes pode definir um estado de saúde diferenciado devido à maior disponibilidade e ao melhor acesso aos recursos de cuidados com a saúde nas localidades maiores.

A proporção de idosos indica maior longevidade da população, estando associada a um nível mais avançado de desenvolvimento econômico e social e da estrutura dos serviços de saúde. Em termos individuais, os idosos apresentam uma saúde mais vulnerável. Mas, em termos agregados, uma sociedade que apresenta uma proporção maior de idosos indica maior longevidade da população, ou seja, maior expectativa de vida e, conseqüentemente, melhor estado de saúde. Por exemplo, os países mais desenvolvidos, como Estados Unidos e Inglaterra, apresentam uma estrutura populacional mais envelhecida e melhores indicadores de saúde, enquanto os países em desenvolvimento, cuja estrutura etária da população é mais jovem, apresentam piores indicadores de saúde. Esse cenário é observado tanto em relação aos indicadores agregados, como taxa de mortalidade infantil, quanto aos indicadores medidos em nível individual.

Existem situações, contudo, em que o percentual mais elevado de idosos se deve à maior imigração desse grupo para determinadas regiões e não à maior longevidade da população. Ainda nesse caso é razoável supor que essas localidades possuem recursos (naturais ou institucionais) que definem uma melhor qualidade

de vida para os idosos de forma a atrair esses indivíduos. Como esse grupo tem uma saúde mais vulnerável, é possível que os benefícios que atraem os idosos para essas localidades afetem positivamente a saúde de toda a população local.[11] A renda média domiciliar, por sua vez, reflete o nível de riqueza e bem-estar da região.

O coeficiente de Gini, a renda média domiciliar e a proporção de idosos foram incluídos na análise com uma defasagem de cinco anos em relação à variável dependente. Esse procedimento é adotado por dois motivos. Em primeiro lugar, a relação entre essas medidas contextuais e o estado de saúde não é imediata. Contudo, não há consenso na literatura sobre o período de defasagem que capta melhor a natureza dessa relação (Blakely *et al.*, 2000).[12]

Em segundo lugar, é possível que a relação entre o estado de saúde e o nível de desigualdade seja endógena, isto é, determinada simultaneamente pelo modelo. Uma forma de controlar o problema de endogeneidade é através da utilização de variáveis instrumentais, que estejam relacionadas com a medida de desigualdade de renda, mas não com a medida de saúde. O instrumento comumente utilizado para esse tipo de análise é a própria variável, incluída de forma defasada em relação à variável dependente.

A dificuldade de se considerar o período de defasagem para mensurar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde decorre da presença de fluxos migratórios ocorridos durante o período. Nesse caso, estamos mensurando o efeito das características da localidade em que o indivíduo atualmente reside, quando na realidade a sua atual condição de saúde é em grande medida determinada pelas características da sua localidade de origem.[13]

A metodologia utilizada na Pnad para classificar áreas rurais e urbanas impõe uma dificuldade adicional, uma vez que o período de defasagem utilizado neste trabalho requer a utilização de Pnads realizadas em décadas diferentes. Como essa classificação depende da legislação vigente no ano censitário correspondente à década, as regiões urbanas e rurais na Pnad de 1998 são definidas segundo o Censo de 1991, enquanto a Pnad de 2003 segue a classificação do Censo de 2000

11. Berquó e Baeninger (2000) apontam a presença de um fluxo migratório de idosos, sobretudo entre as mulheres. O fluxo migratório é caracterizado principalmente pela migração de retorno, ou seja, indivíduos que, quando mais jovens, migraram para outras localidades em busca de trabalho e retornam ao local de origem assim que se aposentam.

12. A dificuldade em se considerar um período de defasagem maior decorre das diferenças metodológicas entre as Pnads anteriores a 1992, e da criação do Estado de Tocantins, que se desmembrou do Estado de Goiás em 1988, sendo essa modificação incorporada apenas a partir da Pnad de 1992.

13. Uma forma de superar essa dificuldade é a inclusão de variáveis que permitam identificar a condição de migração do indivíduo. Incluímos no nível 1 do modelo variáveis *dummies* que indicam a condição de migração dos indivíduos. Utilizamos o conceito de migração de data fixa de cinco anos. Os resultados, contudo, foram bastante similares ao anterior. Por essa razão, tais medidas não foram incluídas no modelo final.

(GROSSI; SILVA, 2002). Essas diferenças na classificação das áreas urbana e rural reduzem a comparabilidade entre Pnads de diferentes décadas.[14]

A tabela 2 apresenta a média, o valor mínimo e máximo e o desvio-padrão das variáveis contextuais. O coeficiente de Gini varia de 0,44 a 0,68 em 1993 e de 0,42 a 0,70 em 1998, com média igual a 0,56 e 0,55, respectivamente.

TABELA 2
Estatística descritiva das variáveis de nível 2

Variáveis	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis contextuais associadas às informações individuais de 1998					
Variáveis defasadas					
Coeficiente de Gini	57	0,56	0,06	0,44	0,68
Proporção de idosos	57	0,05	0,01	0,02	0,07
Renda média da unidade	57	274,86	143,44	67,91	655,32
Variáveis não-defasadas					
Unidade de menor porte (menos de 1 milhão de habitantes)	57	0,28	0,45	0,00	1,00
Unidades de médio porte (entre 1 e 3 milhões de habitantes)	57	0,47	0,50	0,00	1,00
Unidades de grande porte (3 milhões ou + de habitantes)	57	0,25	0,43	0,00	1,00
Variáveis contextuais associadas às informações individuais de 2003					
Variáveis defasadas					
Coeficiente de Gini	57	0,55	0,06	0,42	0,70
Proporção de idosos	57	0,05	0,01	0,02	0,08
Renda média da unidade	57	325,83	175,55	82,52	851,11
Variáveis não-defasadas					
Unidade de menor porte (menos de 1 milhão de habitantes)	57	0,28	0,45	0,00	1,00
Unidades de médio porte (entre 1 milhão e 3 milhões de habitantes)	57	0,42	0,50	0,00	1,00
Unidades de grande porte (3 milhões ou + de habitantes)	57	0,30	0,46	0,00	1,00

Fonte: IBGE/Pnads de 1993, 1998 e 2003.

14. Para regiões que tiveram sua classificação alterada nesse período, a combinação das informações do nível 1 com as do nível 2 será imperfeita. Áreas consideradas urbanas pela Pnad de 2003 e que eram rurais na Pnad de 1998 estarão erroneamente associadas a indicadores agregados mensurados para as localidades urbanas. Além disso, como a definição dessas áreas se mantém inalterada durante todo o período intercensitário, para as Pnads realizadas no final da década, é possível que algumas áreas, classificadas como rurais, sejam na realidade urbanas.

As unidades com a maior desigualdade de renda estão em sua maioria localizadas na área urbana das regiões Norte e Nordeste do país. Por outro lado, o coeficiente de Gini é mais baixo na maioria das unidades localizadas na zona rural (tabela 3).

TABELA 3
Nível de desigualdade de renda por unidade analisada

Unidades		Gini		Proporção de saudáveis	
		1993	1998	1998	2003
Paraíba	Rural	0,51	0,42	0,75	0,76
Rio de Janeiro	Rural	0,44	0,44	0,79	0,76
Mato Grosso do Sul	Rural	0,49	0,45	0,79	0,77
Rio Grande do Norte	Rural	0,50	0,46	0,81	0,77
Ceará	Rural	0,54	0,48	0,78	0,78
Santa Catarina	Rural	0,53	0,49	0,72	0,73
Rio Grande do Sul	Rural	0,51	0,49	0,74	0,74
Pará	Urbana não	0,51	0,49	0,69	0,72
Mato Grosso	Rural	0,58	0,50	0,75	0,74
São Paulo	Rural	0,52	0,50	0,80	0,81
São Paulo	Urbana não	0,52	0,50	0,84	0,83
Espírito Santo	Rural	0,50	0,50	0,76	0,71
Roraima	Urbana não	0,54	0,51	0,80	0,77
Goiás	Rural	0,58	0,51	0,76	0,72
Santa Catarina	Urbana não	0,50	0,51	0,79	0,82
Bahia	Rural	0,54	0,51	0,80	0,75
Paraná	Rural	0,53	0,51	0,75	0,72
Alagoas	Rural	0,45	0,51	0,82	0,78
Sergipe	Rural	0,46	0,52	0,80	0,76
Minas Gerais	Rural	0,53	0,52	0,76	0,75
Pernambuco	Urbana não	0,56	0,52	0,76	0,67
Maranhão	Urbana não	0,56	0,53	0,67	0,71
Rio de Janeiro	Urbana não	0,56	0,53	0,79	0,81
Piauí	Rural	0,59	0,53	0,77	0,73
Minas Gerais	Urbana não	0,56	0,53	0,80	0,78
Rio Grande do Sul	Urbana não	0,54	0,53	0,80	0,80
Paraná	Urbana não	0,54	0,54	0,78	0,78
Bahia	Urbana não	0,59	0,54	0,82	0,74

(continua)

(continuação)

Unidades		Gini		Proporção de saudáveis	
		1993	1998	1998	2003
Pernambuco	Rural	0,57	0,54	0,72	0,70
Mato Grosso do Sul	Urbana não	0,57	0,55	0,80	0,79
Rondônia	Urbana não	0,55	0,55	0,81	0,75
Piauí	Urbana não	0,61	0,56	0,71	0,72
Paraná	Urbana metrop.	0,59	0,57	0,81	0,82
Espírito Santo	Urbana não	0,58	0,57	0,76	0,76
Acre	Urbana não	0,55	0,57	0,67	0,69
Goiás	Urbana não	0,59	0,57	0,77	0,76
Tocantins	Rural	0,48	0,58	0,71	0,70
Amazonas	Urbana não	0,56	0,58	0,81	0,87
Rio Grande do Sul	Urbana metrop.	0,59	0,58	0,82	0,84
Mato Grosso	Urbana não	0,57	0,58	0,78	0,79
São Paulo	Urbana metrop.	0,57	0,58	0,81	0,82
Ceará	Urbana não	0,61	0,59	0,78	0,77
Amapá	Urbana não	0,68	0,59	0,74	0,82
Rio de Janeiro	Urbana metrop.	0,59	0,59	0,83	0,84
Minas Gerais	Urbana metrop.	0,61	0,59	0,83	0,84
Pará	Urbana metrop.	0,63	0,60	0,73	0,72
Ceará	Urbana metrop.	0,60	0,60	0,78	0,80
Rio Grande do Norte	Urbana não	0,58	0,60	0,74	0,75
Distrito Federal	Urbana metrop.	0,61	0,60	0,80	0,80
Tocantins	Urbana não	0,56	0,61	0,69	0,75
Alagoas	Urbana não	0,63	0,61	0,79	0,76
Sergipe	Urbana não	0,64	0,62	0,76	0,77
Bahia	Urbana metrop.	0,66	0,62	0,77	0,75
Paraíba	Urbana não	0,64	0,62	0,75	0,75
Pernambuco	Urbana metrop.	0,64	0,65	0,74	0,75
Maranhão	Rural	0,68	0,65	0,75	0,77
Distrito Federal	Rural	0,65	0,70	0,78	0,77

Fonte: IBGE/Pnads de 1993, 1998 e 2003.

As tabelas 4 e 5 apresentam a correlação entre as medidas contextuais e a saúde média da população.

Definimos como saúde média a proporção de pessoas com saúde boa e muito boa em cada unidade. Observamos que as localidades mais ricas e com maior porte populacional tendem a apresentar uma proporção maior de pessoas com saúde boa e muito boa. A relação positiva com o nível de renda média pode estar refletindo, por um lado, a maior disponibilidade de recursos e, por outro, o nível de renda individual, configurando, nesse último caso, um problema de falácia

TABELA 4
Correlação entre as variáveis de nível 2 – 1998

Variáveis de nível 2	Proporção de saudáveis	Coeficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coeficiente de Gini	–0,09 n.s.	1,00		
Renda média da unidade	0,33**	0,37**	1,00	
Proporção de idosos	0,05 n.s.	–0,09 n.s.	–0,36**	1,00
Unidades de menor porte	–0,12 n.s.	–0,28**	–0,14 n.s.	–0,41**
Unidades de porte médio	–0,26 n.s.	0,22 n.s.	–0,10 n.s.	0,20 n.s.
Unidades de maior porte	0,42**	0,04 n.s.	0,27**	0,20 n.s.

Fonte: IBGE/Pnads de 1993 e 1998.
** Significativo a 5%.
n.s. = não-significativo.

TABELA 5
Correlação entre as variáveis de nível 2 – 2003

Variáveis de nível 2	Proporção de saudáveis	Coeficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coeficiente de Gini	0,15 n.s.	1,00		
Renda média da unidade	0,54**	0,45**	1,00	
Proporção de idosos	–0,02 n.s.	–0,38**	–0,26 n.s.	1,00
Unidades de menor porte	–0,21 n.s.	–0,26 n.s.	–0,26**	–0,33**
Unidades de porte médio	–0,15 n.s.	0,13 n.s.	–0,12 n.s.	0,11 n.s.
Unidades de maior porte	0,37**	0,12 n.s.	0,38**	0,21 n.s.

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.
** Significativo a 5%.
n.s. = não-significativo.

ecológica. Dito de outra forma, essa correlação, analisada no nível agregado, pode estar refletindo as relações observadas no nível individual, uma vez que localidades com maior nível de renda média tendem a ter uma proporção maior de pessoas com renda individual mais elevada, que, por sua vez, apresentam um melhor estado de saúde auto-reportado. A análise dos resultados estimados pelo modelo multinível permitirá distinguir o efeito da renda média sobre o estado de saúde do efeito das características individuais. No caso do tamanho populacional, o resultado observado parece refletir a maior oferta de serviços de saúde em localidades maiores, devido à existência de escala populacional.

A correlação entre a saúde média e as demais variáveis contextuais (desigualdade de renda e proporção de idosos) não é estatisticamente significativa (tabelas 4 e 5). Essa análise refere-se à relação entre as variáveis de contexto e o estado de saúde médio da população, que pode diferir da correlação entre essas medidas e o estado de saúde individual auto-avaliado. Apesar de, na média, essas variáveis contextuais não apresentarem uma correlação significativa com a proporção de pessoas que avaliam seu estado de saúde como muito bom e bom, é possível que sejam importantes determinantes do estado de saúde individual.

Ressalta-se que, para o ano de 2003, a correlação entre o estado de saúde auto-avaliado e o coeficiente de Gini é positiva, apesar de não ser significativa (tabela 5). Essa correlação pode estar refletindo a incompatibilidade entre as características agregadas e individuais, tendo em vista as diferenças na classificação das áreas rurais e urbanas entre as Pnads de 1998 e 2003.

Analisando-se a correlação entre as características de contexto associadas a cada observação da amostra e o estado de saúde individual auto-reportado, os resultados são um pouco diferentes. Nesse caso, o coeficiente de Gini e a proporção de idosos passam a apresentar uma correlação significativa com essa medida de saúde. Em 1998, indivíduos que residem em localidades menos desiguais tendem a avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom. Em 2003, o oposto é observado, ou seja, a correlação entre o coeficiente de Gini e o estado de saúde auto-reportado é positiva. No caso da proporção de idosos, nos dois anos analisados, a correlação positiva indica que indivíduos residentes em localidades cuja estrutura etária é mais envelhecida tendem a considerar melhor seu estado de saúde (tabelas 6 e 7). Tal resultado reflete as melhores condições de vida das pessoas que residem nessas localidades, fazendo com que esses indivíduos tenham um melhor estado de saúde.

A análise apresentada nesta seção refere-se à correlação simples entre a medida de saúde e as características individuais e de contexto. Na próxima seção apresentaremos os resultados estimados pelo modelo *logit* multinível, que, além de ser uma análise controlada, considera também a característica hierárquica das informações.

TABELA 6
Correlação entre as variáveis de nível 2 e o estado de saúde individual – 1998

Variáveis de nível 2	Estado de saúde individual	Coeficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coeficiente de Gini	–0,01**	1		
Renda média da unidade	0,04**	0,21**	1	
Proporção de idosos	0,01**	–0,23**	–0,26**	1
Unidades de menor porte	–0,02**	–0,13**	–0,16**	–0,26**
Unidades de porte médio	–0,04**	0,28**	–0,20**	–0,16**
Unidades de maior porte	0,05**	–0,19**	0,30**	0,31**

Fonte: IBGE/Pnads de 1993 e 1998.
** Significativo a 5%.

TABELA 7
Correlação entre as variáveis de nível 2 e o estado de saúde individual – 2003

Variáveis de nível 2	Estado de saúde individual	Coeficiente de Gini	Renda média da unidade	Proporção de idosos
Coeficiente de Gini	0,01**	1		
Renda média da unidade	0,06**	0,31**	1	
Proporção de idosos	0,01**	–0,32**	–0,04**	1
Unidades de menor porte	–0,02**	–0,19**	–0,22**	–0,27**
Unidades de porte médio	–0,02**	0,03**	–0,21**	–0,16**
Unidades de maior porte	0,04**	0,07**	0,33**	0,30**

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.
** Significativo a 5%.

Ressalta-se que, na estimação desse modelo, estamos supondo que a relação entre a renda familiar *per capita* (nível 1) e o estado de saúde auto-avaliado é exógena, ou seja, estamos supondo que o estado de saúde é predeterminado. No entanto, essa hipótese não prejudica nossa análise, já que não estamos preocupados em avaliar o efeito da renda sobre o estado de saúde, mas apenas controlá-lo na análise para testar se a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-reportado. No caso da distribuição de renda (nível 2), como consideramos uma defasagem de cinco anos desses indicadores em relação ao estado de saúde auto-avaliado, se existe alguma endogeneidade entre essas variáveis supõe-se que o efeito estaria sendo controlado.

5 RESULTADOS

Nesta seção, analisamos o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado no Brasil. A tabela 8 apresenta os resultados dos efeitos fixos e aleatórios estimados pelo modelo *logit* multinível de intercepto randômico. Testamos cinco especificações definidas segundo o número de covariadas incluídas no nível 2. A especificação mais simples é o modelo não-condicional (modelo 1), na qual nenhuma variável contextual é considerada na análise.

TABELA 8
Resultados do modelo *logit* multinível

Variáveis	MOD1	MOD2	MOD3	MOD4	MOD5
Nível 2					
Intercepto	1,71***	2,43***	2,53***	1,80***	2,15***
Coeficiente de Gini	–	–1,30***	–1,18***	–0,81**	–0,81*
Renda média domiciliar	–	–	–1,26[n.s.]	–0,89[n.s.]	–1,29**
Renda média domiciliar (quadrático)	–	–	1,83[n.s.]	1,51*	1,75**
% de idosos	–	–	–	8,55***	6,33***
População pequena (<1 milhão)	–	–	–	–	–0,20**
População média (entre 1 milhão e 3 milhões)	–	–	–	–	–0,18***
Nível 1					
Sexo (ref. homens)	–0,29***	–0,29***	–0,29***	–0,29***	–0,29***
Idade	–0,04***	–0,04***	–0,04***	–0,04***	–0,04***
Idade (quadrático)	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
Raça (ref. preto/pardo)	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***
Educação do chefe	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**	0,01**
Educação do chefe (quadrático)	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
Casado (ref. solteiros)	–0,07***	–0,07***	–0,07***	–0,07***	–0,07***
Log natural da renda domiciliar *per capita*	0,19***	0,19***	0,19***	0,19***	0,19***
Efeito aleatório					
Componente da variância	0,081	0,076	0,074	0,061	0,056
% variância explicada		5,20	8,28	24,30	30,20

Fonte: Elaboração própria.
***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.
n.s. = não-significativo.

Para auxiliar na escolha do modelo, calculamos o percentual da variância explicada pelas medidas contextuais, de acordo com a seguinte expressão (Raudenbush; Bryk, 2002):

$$\%VE = \left(\frac{\hat{\tau}_{00(não\text{-}condicional)} - \hat{\tau}_{00(condicional)}}{\hat{\tau}_{00(não\text{-}condicional)}} \right) \times 100$$

onde:

$\%VE$ = percentual da variância explicada;

τ_{00} = componente da variância do intercepto estimado pelo modelo não-condicional e pelo modelo condicional (com pelo menos uma variável de nível 2).

O objetivo é verificar em quanto as variáveis de nível 2 contribuem para reduzir o componente da variância estimada relativo ao intercepto. Os resultados são reportados na última linha da tabela 8.

Comparando o modelo 2 (condicional) com o modelo 1 (não-condicional), temos que a inclusão do índice de Gini explica 5,20% da variância do intercepto, ou seja, cerca de 5% da variação no estado de saúde auto-avaliado são explicados pelas diferenças no nível de desigualdade de renda observadas entre as unidades (tabela 8). Ao acrescentarmos a renda média (modelo 2), os resultados revelam uma redução menor na variância. A maior redução é constatada quando consideramos, além dessas duas variáveis, a proporção de idosos e o porte populacional (modelo 5). Nesse caso, as quatro medidas de contexto explicam conjuntamente 30,20% da variância do intercepto (tabela 8).

A análise nesta seção será realizada em duas etapas. A primeira procura responder ao principal objetivo deste trabalho, que é verificar se a desigualdade de renda afeta o estado de saúde auto-reportado. Nessa etapa, analisamos o efeito do coeficiente de Gini sobre a probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom. Na segunda etapa discutimos os efeitos das demais variáveis consideradas no modelo.

5.1 A desigualdade de renda afeta o estado de saúde individual?

Os resultados encontrados neste trabalho revelam que, para o Brasil, a desigualdade de renda afeta negativamente o estado de saúde. Um aumento de um desvio-padrão (0,06 unidade) no coeficiente de Gini reduz em 4,74% a chance de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa ou boa (tabela 8).[15] Esse resultado

15. Esse valor é igual a [exp(–0,81*0,06)–1] x 100. Como o modelo *logit* é log-linear, para analisarmos o efeito marginal de cada variável sobre a probabilidade de ser saudável, calculamos a razão de chance de o evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

sugere que não é apenas a condição socioeconômica do indivíduo e o nível de riqueza local que afetam o estado de saúde auto-avaliado, mas também o nível de desigualdade de renda do contexto em que ele está inserido, uma vez que o modelo estimado controla o efeito da renda individual e média da localidade.

Para entendermos melhor o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde no país, realizamos uma simulação que consiste em calcular a probabilidade predita de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom segundo o coeficiente de Gini. Essa probabilidade é calculada para os homens brancos casados, cujas características contextuais e demais características individuais são avaliadas na média da amostra total (quadro 4).

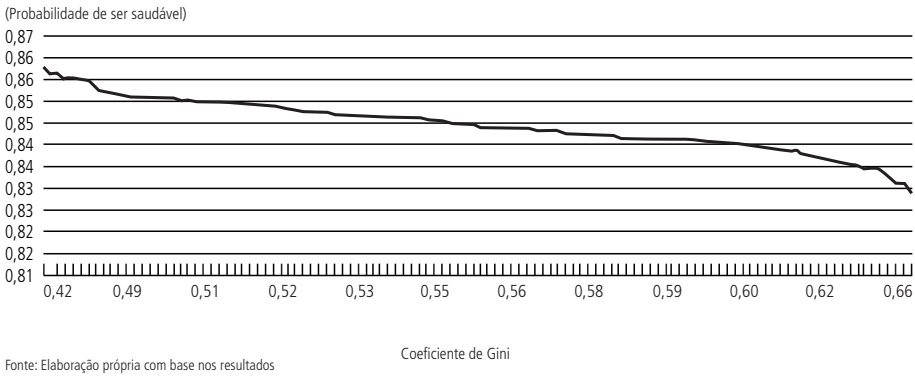
A simulação nos permite avaliar melhor a magnitude do efeito considerando o intervalo de valores que o coeficiente de Gini assume no país nos dois períodos analisados e que varia de 0,43 a 0,70. Esse exercício é primeiro realizado supondo-se que a renda domiciliar *per capita* e a escolaridade do chefe de família são constantes e iguais à média da amostra. Depois, variamos simultaneamente essas duas medidas de forma a verificar se esse efeito é diferenciado segundo a condição socioeconômica do indivíduo.

Como pode ser verificado no gráfico 1, a probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom varia de 0,858, quando o coeficiente de Gini assume o seu valor mais baixo, a 0,829, para valores mais elevados da desigualdade de renda, constatando-se uma redução de até 3,43% nessa probabilidade.

QUADRO 4
Perfil da análise de simulação

Características do nível 1
Homens
Idade média da amostra total = 28,64 anos
Brancos
Escolaridade do chefe de família = 5,5 anos (média da amostra)
Casado
Média do logaritmo da renda familiar *per capita* = 5,24 (corresponde a R$ 188)
Características do nível 2
Renda média da unidade = R$ 300
Média da proporção de idosos = 0,051
Unidades de grande porte (com mais de 3 milhões de habitantes)

GRÁFICO 1
Efeito do coeficiente de Gini sobre a probabilidade de ser saudável



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados estimados pelo modelo *logit* multinível.

Para analisar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde autoavaliado segundo condições socioeconômicas, definimos três grupos de acordo com a renda familiar *per capita* e a escolaridade do chefe de família (quadro 5).[16] A variação simultânea dessas duas medidas decorre da forte correlação positiva existente entre elas.[17]

O gráfico 2 retrata o efeito da desigualdade de renda sobre a probabilidade de o indivíduo avaliar o estado de saúde como muito bom e bom em cada um desses grupos socioeconômicos, mantendo as demais características constantes,

QUADRO 5
Definição dos grupos socioeconômicos

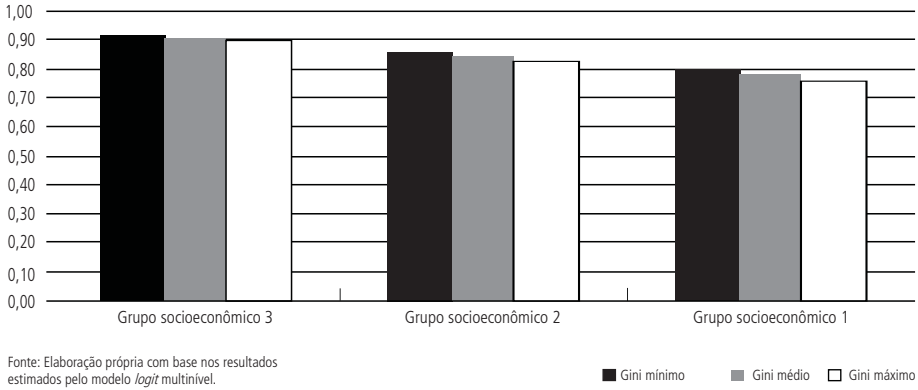
Grupo socioeconômico	Escolaridade do chefe (anos)	Renda domiciliar mensal *per capita* (logaritmo natural)
1. Um desvio-padrão abaixo da média	1	4
2. Condição socioeconômica média	5,49	5,24
3. Um desvio-padrão acima da média	10	6,48

Fonte: IBGE/Pnads de 1998 e 2003.

16. Neste estudo, definimos grupos socioeconômicos considerando o nível de renda e escolaridade do chefe de família. Entendemos que outros fatores, como, por exemplo, características do domicílio e acesso a saneamento básico, também são importantes para melhor caracterizar a condição socioeconômica dos indivíduos. Contudo, já que a renda familiar *per capita* e a escolaridade estão bastante associadas ao acesso a esses recursos, acreditamos que essas duas variáveis são uma *proxy* razoável para caracterizar a condição socioeconômica dos indivíduos.

17. A correlação entre a escolaridade do chefe de família e o logaritmo da renda domiciliar *per capita* é igual a 0,49, sendo estatisticamente significativa a 1% (Pnads de 1998 e 2003).

GRÁFICO 2
Efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde por grupos socioeconômicos



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados estimados pelo modelo *logit* multinível.

conforme sintetizadas no quadro 4. Consideramos três contextos de desigualdade de renda definidos pela média do coeficiente de Gini (0,56) e pelos seus valores mínimo (0,42) e máximo (0,70).

Os resultados encontrados mostram que o efeito é mais acentuado entre os indivíduos com piores condições socioeconômicas. Para esse grupo, a probabilidade de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa e boa é igual a 0,80 e 0,76, entre aqueles que residem em localidades com menor e maior coeficiente de Gini, respectivamente. O resultado mostra que residir em regiões mais desiguais reduz em 4,79% a chance de ser saudável, na comparação com os que residem em áreas com baixa desigualdade de renda (gráfico 2).

Por outro lado, no grupo com melhores condições socioeconômicas, essa diferença na probabilidade de ser saudável é menos acentuada. Para os que vivem em áreas onde o coeficiente de Gini é mais baixo, a probabilidade de reportar um melhor estado de saúde é igual a 0,92. Esse valor se reduz em 2% para aqueles que residem em localidades mais desiguais, cuja probabilidade é igual a 0,90 (gráfico 2).

Os resultados obtidos nesta seção sugerem que residir em localidades mais desiguais gera um custo para o indivíduo, além daqueles relacionados às características sociais intrínsecas a essas sociedades, tais como maior nível de criminalidade, menor coesão social, maior nível de estresse.[18] Essas características, que por si só afetam o nível de bem-estar individual e da população, são potencializadas devido ao seu efeito sobre o estado de saúde auto-reportado.

18. Diversos estudos mostram que a desigualdade de renda contribui para aumentar a taxa de criminalidade e violência (Bourguignon, 1998; Fajnzylber, Lederman; Loayza, 2002; Hsieh; Pugh, 1993; Wilson; Daly, 1997; Kennedy *et al.*, 1998a; Walberg *et al.*, 1998).

Apesar de esse efeito ser estatisticamente significativo, a sua magnitude é pequena. Contudo, ressaltamos que, como viver em sociedades com maior desigualdade de renda implica pior avaliação do estado de saúde, que, por sua vez, afeta a capacidade de geração de rendimentos, é possível que esse efeito se traduza em um menor nível de riqueza para essas sociedades (Noronha, 2005). Esse efeito pode ser mais perverso se estiver afetando de forma diferenciada ricos e pobres, constituindo um círculo vicioso: maior desigualdade, pior saúde; e menor renda especialmente entre os pobres, maior desigualdade.

Nesse sentido, os resultados encontrados neste trabalho reforçam a importância de se desenvolver políticas públicas que visam reduzir a desigualdade de renda, uma vez que esta afeta diretamente o nível de bem-estar da população, sendo potencializada pelo efeito sobre o estado de saúde e, conseqüentemente, influenciando a capacidade de geração de rendimentos individuais, sobretudo nas camadas de renda mais baixa.

5.2 Análise dos efeitos das demais variáveis

Como pode ser observado na tabela 9, para a maioria das variáveis o efeito das características individuais (nível 1) e de contexto (nível 2) está de acordo com o comumente observado na literatura.

A probabilidade de o indivíduo avaliar seu estado de saúde como muito bom e bom é crescente com a renda familiar *per capita* e com a escolaridade, e decrescente com a idade, indicando que indivíduos mais jovens e com melhor nível socioeconômico têm maiores chances de reportar um melhor estado de saúde. Essa probabilidade também é mais elevada entre os homens, os brancos e os solteiros.

A chance de avaliar melhor o estado de saúde é maior para os que residem em unidades cuja população é mais envelhecida. Quando aumentamos a proporção de idosos em um desvio-padrão (0,01), observamos um acréscimo de 7% nessa probabilidade.[19] Esse resultado decorre da maior longevidade da população ou da maior imigração de idosos, que estão associadas a melhores condições de vida das pessoas, determinando, assim, um melhor estado de saúde para todos os indivíduos dessa sociedade (considerando-se todos os grupos etários).

Os indivíduos que moram nas unidades com menor porte populacional tendem a apresentar um pior estado de saúde. A probabilidade de o indivíduo avaliar sua saúde como muito boa e boa é 18% e 17% menor para aqueles que residem em unidades de pequeno e médio portes, respectivamente, na comparação com os que residem em localidades maiores.

19. Esse valor é igual a {exp[(0,01)x(6,33)]–1} x 100. Como o modelo *logit* é log-linear, para analisarmos o efeito marginal de cada variável sobre a probabilidade de ser saudável, calculamos a razão de chance de o evento ocorrer, que é igual à exponencial do coeficiente estimado.

TABELA 9
Resultados do modelo *logit* multinível – especificação 5

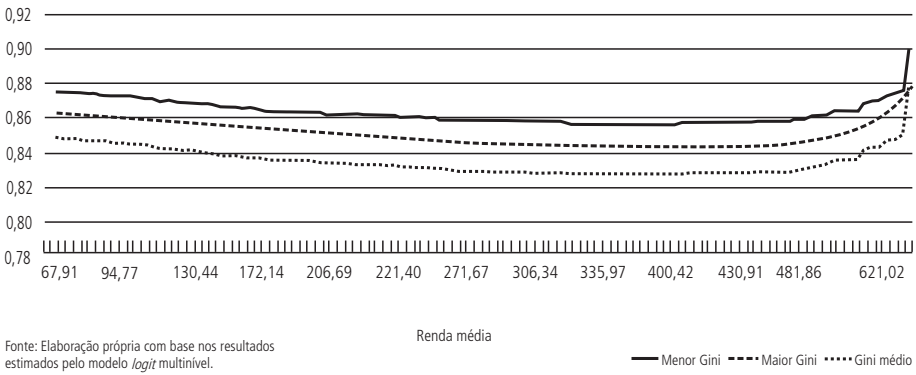
Variáveis	MOD5
Nível 2	
Intercepto	2,15***
Coeficiente de Gini	–0,81*
Renda média domiciliar	–1,29**
Renda média domiciliar (quadrático)	1,75**
% de idosos	6,33***
População pequena (< 1 milhão)	–0,20**
População média (entre 1 e 3 milhões)	–0,18***
Nível 1	
Sexo (ref. homens)	–0,29***
Idade	–0,04***
Idade (quadrático)	0,00***
Raça (ref. preto/pardo)	0,08***
Educação do chefe	0,01**
Educação do chefe (quadrático)	0,00***
Casado (ref. solteiros)	–0,07***
Log natural da renda domiciliar *per capita*	0,19***

Fonte: IBGE/Pnads de 1993 e 1998.
***, ** e * significativos a 1%, 5% e 10%.

Um resultado que surpreende é o observado para a renda média da unidade, em que constatamos menor probabilidade de ser saudável para indivíduos residentes em localidades mais ricas. Um aumento de R$ 161,63 (um desvio-padrão) nessa variável reduz em 15% a chance de reportar um melhor estado de saúde.

Para melhor visualizar esse efeito, retratamos no gráfico 3 o efeito da renda média da localidade sobre o estado de saúde. Tal efeito é analisado para três níveis de desigualdade de renda definidos pela média do coeficiente de Gini (0,56), e pelos seus valores mínimo (0,42) e máximo (0,70), mantendo constantes as demais características individuais e de contexto, conforme sintetizadas no quadro 4. Como pode ser verificado, independentemente do nível de desigualdade, a probabilidade de reportar um melhor estado de saúde se reduz à medida que a renda média da unidade se eleva.

GRÁFICO 3
Efeito da renda média sobre o estado de saúde por nível de desigualdade de renda
(Probabilidade de ser saudável)



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados estimados pelo modelo *logit* multinível.

Esse resultado é contra-intuitivo e difere da análise realizada na subseção anterior, que revela uma correlação positiva entre a renda média e o estado de saúde (médio e individual). Duas questões emergem desse resultado. Primeiramente, cabe indagar por que, na estimativa do modelo multinível, a relação entre a renda média e o estado de saúde se inverte, sendo diferente daquela obtida da análise da correlação simples. Uma possível explicação é que esta última, por não considerar a natureza hierárquica das informações, incorre no problema da falácia ecológica. A relação positiva entre essas duas variáveis estaria, na realidade, refletindo a relação existente entre o estado de saúde auto-reportado e a renda individual, uma vez que esta tende a ser mais alta em localidades mais ricas. Quando estimamos o modelo multinível, o resultado reflete apenas o efeito das características de contexto definidas pelo nível de renda média, pois estamos controlando o efeito das características individuais, eliminando assim a influência da renda individual.

A segunda questão que surge é por que esse efeito é negativo. Quais características das sociedades mais ricas contribuem para reduzir a chance de se reportar melhor o estado de saúde? Três hipóteses podem estar relacionadas a esse resultado. A primeira refere-se à relação positiva entre a renda média e o grau de urbanização. Localidades mais ricas, por serem mais urbanizadas, apresentam algumas características que afetam negativamente o estado de saúde. Podemos citar como exemplos a maior poluição do ar e a poluição sonora, e o estilo de vida mais agitado, que contribuem para o aparecimento de diversos problemas de saúde, tais como doenças respiratórias e doenças relacionadas ao maior nível de estresse. A segunda hipótese diz respeito ao melhor acesso aos serviços de saúde nas regiões com renda média mais elevada. Como isso ocorre, a chance de a doença ter sido diagnosticada é maior para esses indivíduos, fazendo com que sejam mais rigorosos ao avaliar o seu estado de saúde. Ademais, é possível que indivíduos doentes migrem para

essas localidades mais ricas para obter tratamento médico adequado. A terceira hipótese é que a desigualdade de renda tende a ser mais elevada nas localidades mais ricas. Apesar de o modelo considerar o coeficiente de Gini na estimação, é possível que os efeitos inerentes a uma sociedade mais desigual não estejam totalmente controlados, refletindo-se, assim, no efeito negativo da renda sobre o estado de saúde.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal contribuição deste artigo foi mensurar o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado no Brasil. O desenvolvimento desses estudos é especialmente relevante para o país, que apresenta uma das piores distribuições de renda do mundo. Existem ainda poucos estudos no Brasil que buscam analisar essa relação. Os trabalhos existentes são realizados a partir de informações agregadas, as quais permitem avaliar o efeito da distribuição de renda apenas sobre o nível de saúde médio da população. Os resultados, contudo, não são conclusivos, uma vez que esses estudos encontram evidências tanto da presença do efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde, como evidências de que esse efeito não é significativo. Nosso estudo avança nessa análise, ao considerar o efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado medido no âmbito individual em todas as unidades da federação. Nesse sentido, este trabalho contribui para situar o país no debate existente na literatura internacional, e ampliar a discussão na literatura nacional.

Como utilizamos um modelo multinível, que considera a estrutura hierárquica dos dados, nossa análise controla o efeito da relação existente entre a saúde e o nível de renda individual, reduzindo a possibilidade de incorrer em um problema de falácia ecológica. Os resultados mostram que indivíduos que residem em localidades com menor nível de desigualdade de renda têm maiores chances de avaliar melhor o seu estado de saúde, muito embora a magnitude desse efeito seja pequena.

Os resultados encontrados não nos permitem identificar os mecanismos pelos quais a desigualdade de renda afeta a auto-avaliação do estado de saúde, uma vez que a análise realizada neste artigo não considera o nível de estresse dos indivíduos, a distribuição espacial dos recursos em saúde e o acesso a esses serviços, bem como a distribuição de recursos que indiretamente afetam a saúde da população. Entretanto, tendo em vista as particularidades da realidade brasileira, é possível encontrar explicação nas duas abordagens teóricas existentes nessa literatura (psicossocial e neomaterial). O país é caracterizado pela presença de desigualdades tanto individuais como regionais, definindo, de um lado, localidades mais ricas, com indicadores socioeconômicos e de saúde semelhantes aos de economias mais desenvolvidas, e, de outro, localidades muito pobres, como as observadas no Norte e no Nordeste do

país, cujos indicadores são comparáveis aos de economias com renda *per capita* inferior à do Brasil (Rocha, 1998; Lemos *et al.*, 2000; Maciel; Andrade; Teles, 2005). A presença dessas desigualdades resulta em uma distribuição desigual de recursos entre as localidades e, conseqüentemente, em um acesso menos eqüitativo a determinados bens e serviços importantes para o nível de saúde do indivíduo e da população, tais como serviços de saúde, educação e saneamento básico (Barros; Mendonça, 1996; Porto Junior, 2002; Almeida *et al.*, 2000). Desde que o modelo não controla pela oferta dos serviços de saúde presente em cada localidade, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-reportado pode estar ocorrendo através da distribuição desigual desses recursos, acarretando desigualdades em acesso aos serviços de saúde.[20]

Além dos fatores materiais, a elevada desigualdade de renda verificada no país parece refletir-se em uma deterioração maior da qualidade das relações individuais, afetando, portanto, o estado de saúde através do processo psicossocial relacionado ao conflito social latente e a uma coesão social menor. Um exemplo é o alto índice de violência e criminalidade, observado em quase todo o país, que se traduz em maior nível de estresse dos indivíduos e maior mortalidade precoce (Andrade, 2000; Szwarcwald *et al.*, 1999; Minayo, 1994; Szwarcwald; Castilho, 1998). Ressalta-se que os resultados encontrados neste trabalho referem-se apenas aos indivíduos que estão vivos, porque o indicador de saúde mensura a morbidade sem considerar aspectos sobre a mortalidade da população. Desse modo, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde auto-avaliado pode estar subestimado, uma vez que não capta o efeito sobre a mortalidade. Essa questão é especialmente relevante para o Brasil, tendo em vista as altas taxas de mortalidade observadas, sobretudo a mortalidade infantil e a por causas violentas.

A relação entre a desigualdade de renda e o estado de saúde encontrada neste trabalho parece refletir mais as características associadas ao contexto em que o indivíduo está inserido do que a privação de recursos materiais ou o menor poder de compra pelos indivíduos mais pobres, uma vez que a análise considera o nível de renda individual e o nível de renda médio da localidade. Isso implica dizer que dois indivíduos, com as mesmas características socioeconômicas, que vivem em localidades igualmente ricas, poderão apresentar estados de saúde diferenciados se a região de residência diferir em relação ao nível de desigualdade de renda. Esse resultado é observado mesmo para as classes sociais privilegiadas.

20. Apesar de a Pnad permitir calcular o número de médicos por mil habitantes residentes em cada unidade, essa variável apresenta limitações, dificultando a obtenção de uma medida precisa da oferta dos serviços de saúde em cada localidade, sobretudo na área rural. De acordo com informações da Pnad, observamos a ausência de médicos residentes na área rural, sugerindo, por um lado, que há escassez de serviços de saúde nessas localidades e, por outro, que o local de residência dos médicos difere do local de trabalho, não sendo, portanto, um indicador preciso da oferta desses serviços. Quando incluímos essa variável na estimação do modelo, os resultados encontrados não são significativos, e observamos uma redução menor no componente da variância estimada relativo ao intercepto.

Os resultados encontrados neste artigo, entretanto, ainda não são conclusivos, uma vez que existem algumas restrições metodológicas que precisam ser avaliadas de forma a obtermos resultados mais precisos. A principal dificuldade consiste no fato de o indicador de saúde utilizado neste trabalho ser uma medida apenas da morbidade, desconsiderando aspectos sobre a mortalidade da população. Conseqüentemente, o efeito da desigualdade de renda sobre o estado de saúde pode estar subestimado, uma vez que não capta o efeito sobre a mortalidade. Essa questão é especialmente relevante para o Brasil, tendo em vista as altas taxas de criminalidade. Nesse cenário, observamos um efeito da desigualdade de renda sobre as taxas de mortalidade precoce. Além disso, em sociedades com altos índices de criminalidade, o nível de estresse é muito mais elevado, tendo efeitos adversos sobre o estado de saúde individual.

ABSTRACT

The aim of this paper is to study the relationship between individual health status and income distribution in Brazil. Specifically, we are interested in evaluating how income distribution impacts individual self-reported health status. The methodology used in this work is the logit multilevel model. Our database is PNAD (National Household Survey) 1993 and PNADs 1998 and 2003, wich present a special survey about health status and other related subjects. Our main findings suggest that income distribution affects individual self-reported health status, although the magnitude of this effect is small: the higher is tends to be income inequality, the worse individual health status.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C.; TRAVASSOS, C.; PORTO, S.; LABRA, M. E. A. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. *International Journal of Health Services*, Farmingdale, N.Y., v. 30, n. 1, p. 129-162, 2000.

ALVES, L. F. E.; ANDRADE, M. V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. *Revista de Economia Aplicada,* São Paulo*,* v. 7, n. 2, p. 359-388, abr./jun. 2003.

ANDRADE, M. V. *Ensaios em economia da saúde*. 2000. 1v. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Pos-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2000.

BARROS, R. P. de.; MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. *A Economia Brasileira em Perspectiva:* 2006*,* Rio de Janeiro: Ipea, v. 2, p. 421-473, 1996.

BEN-SHLOMO, Y.; WHITE, I. R.; MARMOT, M. Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality? *British Medical Journal*, London, v. 312, n. 7.037, p. 1.013-1.014, Apr. 1996.

BERQUÓ, E.; BAENINGER, R. *Os idosos no Brasil:* considerações demográficas. Campinas: Unicamp/Nepo, 2000, 69p. (Textos Nepo, 37).

BLAKELY, T. A.; KENNEDY, B. P.; GLASS, R.; KAWACHI, I. What is the lag time between income inequality and health status? *Journal of Epidemiology Community Health*, London, v. 54, n. 4, p. 318-319, Apr. 2000.

BOURGUIGNON, F. *Crime as a social cost of poverty and inequality*: a review focusing on developing countries. Paris: Delta, 1998. Processed.

DEATON, A. *Relative deprivation, inequality, and mortality.* Cambridge: NBER, 2001, 47p. (Working paper, 8.099).

_____. *Health, inequality, and economic development.* 2002. 93p. (Paper Prepared for Working Group 1 of the WHO Commission on Macroeconomics and Health. Research Program in Development Studies Economic development and health policy and Center for Health and Wellbeing, Princeton University) Disponível em: <http://www.rand.org/labor/aging/rsi/Deatoninequ-heal-all.pdf>.

DEATON, A.; PAXSON, C. *Mortality, income, and income inequality over time in Britain and the United States*. Cambridge: NBER, Oct. 2001, 48p. (Working paper, n. 8.534).

DELAJARA, M. *Inequality and health:* the missing link. Córdoba, Argentina: Universidad Empresarial Siglo 21, 2002. Mimeo.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. *Determinants of crime rates in Latin America and the world*. World Bank Latin America and the Caribbean, 1998a (Viewpoints Series Paper).

_____. What causes violent crime? *European Economic Review*, v. 46, n. 7, p. 1.323-1.357, July 2002.

FISCELLA, K.; FRANKS, P. Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study. *British Medical Journal,* London, v. 314, n. 7.096, p. 1.724-1.724, June 1997.

GRAVELLE, H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *British Medical Journal*, London, v. 316, n. 7.128, p. 382-385, Jan. 1998.

GROSSI, M. E.; SILVA, J. G. *O uso das PNADS para as áreas rurais.* Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 33p. (Texto para discussão, n. 874).

HOX, J. J. *Applied multilevel analysis*. 2nd ed. Amsterdam: T. T.- Publikaties, 1995. 118p.

HSIEH, C.; PUGH, M. D. Poverty, income inequality, and violent crime: a meta-analysis of recent aggregate data studies. *Criminal Justice Review*, v. 18, n. 2, p. 182-202, 1993.

IDLER, E. L.; BENYAMINI, Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, Albany, N.Y., v. 38, n. 1, p. 21-37, Mar. 1997.

IDLER, E. L.; KASL, S. V. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *Journal of Gerontology, Serie B, Psychological Sciences*, Washington, D.C., v. 50, n. 6, p. S344-S353, Nov. 1995.

IVASCHENKO, O. *Essays on poverty, income inequality and health in transition economies.* Göteborg: Göteborg University, Department of Economics, School of Economics and Commercial Law, 2003. 125p. (Economic studies, 121).

JUDGE, K. Income distribution and life expectancy: a critical appraisal. *British Medical Journal,* London, v. 311, v. 7.015, p. 1.282-1.285, Nov. 1995.

KAPLAN, G. A.; PAMUK, E. R.; LYNCH, J. W.; COHEN, R. D.; BALFOUR, J. L. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *British Medical Journal,* London, v. 312, n. 7.037, p. 999-1.003, Apr. 1996.

KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P.; LOCHNER, K.; PROTHROW-STIH, D. Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, New York, v. 87, n. 9, p. 1.491-1.498, Sep. 1997.

KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P.; WILKINSON, R. G. (Eds.). *The society and population health reader*: income inequality and health. New York: New Press, 1999. 496p.

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; GLASS, R.; PROTHROW-STITH, D. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *British Medical Journal,* London, v. 317, n. 7.163, p. 917-921, Oct. 1998b.

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; PROTHROW-STITH, D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *British Medical Journal,* London, v. 312, n. 7.040, p. 1.004-1.007, May 1996.

KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I.; PROTHROW-STITH, D.; LOCHNER, K.; GIBBS, B. Social capital, income inequality, and firearm violent crime. *Social Science and Medicine*, v. 47, n. 1, p. 7-17, 1998a.

LEMOS, M. B.; DINIZ, C. C.; GUERRA, L. C.; MORO, S.; DINIZ, B. P. C.; BOSCHI, R. F. *A nova geografia econômica do Brasil*: uma proposta de regionalização com base nos pólos econômicos e suas áreas de influência. Belo Horizonte: Cedeplar, 2000. Texto apresentado no IX Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina, 29 de agosto a 1° de setembro de 2000. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/pronex/textos/Texto_Seminario_Diamantina_2000.zip>.

LUFT, H. S. The impact of poor health on earnings. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, Mass., v. 57, n. 1, p. 43-57, 1975.

LYNCH, J.; KAPLAN, G. A.; PAMUK, E. R.; COHEN, R. D.; BALFOUR, J. L.; YEN, I. H. Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. *American Journal of Public Health*, New York, N.Y., v. 88, n. 7, p. 1.074-1.080, July 1998.

LYNCH , J. W.; SMITH, G. D.; HARPER, S.; HILLEMEIER, M.; ROSS, N.; KAPLAN, G. A.; WOLFSON, M. Is income inequality a determinant of population health? Part 1. A systematic review. *Milbank Quarterly*, New York, N.Y., v. 82, n. 1, p. 5-99, 2004.

LYNCH , J. W.; SMITH, G. D.; KAPLAN, G. A.; HOUSE, J. S. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal,* London, v. 320, n. 7.243, p. 1.200-1.204, Apr. 2000.

MACIEL, P. J.; ANDRADE, J.; TELES, V. K. Convergência regional revisitada: uma análise em equilíbrio geral para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 2005, Natal, RN. *Anais...* Belo Horizonte: Anpec, 2005. 20p. (Disponível em CD-ROM).

MACINKO, J. A.; SHI, L.; STARFIELD, B.; WULU J. R. J. T. Income inequality and health: a critical review of the literature. *Medical Care Research and Review*, Thousand Oaks, C.A., v. 60, n. 4, p. 407-452, Dec. 2003.

MELLOR, J. M.; MILYO, J. Reexamining the evidence of an ecological association between income inequality and health. *Journal of Health Politics, Policy and Law,* Durham, N.C., v. 26, n. 3, p. 487-522, June 2001.

_____. Income inequality and health status in the United States: evidence from the current population survey. *Journal of Human Resource,* Madison, v. 37, n. 3, p. 510-539, Summer 2002.

MESSIAS, E. Income inequality, illiteracy rate and life expectancy in Brazil. *American Journal of Public Health*, New York, v. 93, n. 8, p. 1.294-1.296, Aug. 2003.

MINAYO, M. C. S. Inequality, violence and ecology in Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 10, n. 2, p. 241-250, Apr./June 1994.

MURRUGARRA, E.; VALDIVIA, M. *The returns to health for peruvian urban adults*: differentials across genders, the life cycle and the wage distribution. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1999 (Working paper; R-352).

NORONHA, K. V. M. S. *A relação entre o estado de saúde a e desigualdade de renda no Brasil*. 2005. 1v. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PORTO JÚNIOR, S. S. A distribuição espacial da educação no Brasil: índice de Gini e anos de escolaridade. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2., 2002, São Paulo, SP. *Anais*...São Paulo: USP/FEA, Departamento de Economia: FGV/Eaesp, 2002. Disponível em CD-ROM

RAUDENBUSH, S.W.; BRYK, A. S. *Hierarchical linear models:* applications and data analysis methods. 2nd ed. London: Sage, 2002. 485p.

RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C.; RIANI, J. L. R. Estratificação educacional e progressão escolar por série no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 395-415, dez. 2002.

ROCHA, S. *Desigualdade regional e pobreza no Brasil:* a evolução, 1981/95. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. 21p. (Texto para discussão, n. 567).

RODGERS, G. B. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-sectional analysis. *Population Studies,* Gainesville, Fla., v. 33, n. 2, p. 343-51, 1979.

ROUX, A. V. D. A glossary for multilevel analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v. 56, n. 8, p. 588-594, Aug. 2002.

SOOBADER, M.-J.; LECLERE, F. B. Aggregation and the measurement of income inequality: effects on morbidity. *Social Science & Medicine,* Oxford, N.Y., v. 48, n. 6, p. 733-744, Mar. 1999.

SUBRAMANIAN, S. V.; DELGADO, I.; JADUE, L.; VEGA, J.; KAWACHI, I. Income inequality and health: multilevel analysis of Chilean communities. *Journal of Epidemiology and Community Health,* v. 57, n. 11, p. 844-848, Nov. 2003.

SZWARCWALD, C. L.; BASTOS, F. I.; ESTEVES, M. A. P.; ANDRADE, C. L. T. de; PAEZ, M. S.; MEDICI, E. V.; DERRICO, M. Income inequality and health: the case of Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 15-28, Jan./Mar. 1999.

SZWARCWALD, C. L.; CASTILHO, E. A. Mortalidade por armas de fogo no Estado do Rio de Janeiro: uma análise espacial. *Revista Panamericana de Salud Pública,* Washington, D.C., v. 4, n. 3, p. 161-170, Sep. 1998.

WALBERG, P.; MCKEE, M.; SHKOLNKOV, V.; CHENET, L.; LEON, D. A. Economic change, crime, and mortality crisis in Russia: regional analysis. *British Medical Journal*, v. 317, p. 312-318, 1998.

WALDMANN, R. J. Income distribution and infant mortality. *Quarterly Journal of Economics,* Cambridge, Mass., v. 107, n. 4, p. 1.283-1.302, Nov. 1992.

WILKINSON, R. G. Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal,* London, v. 304, n. 6.820, p. 165-168, Jan. 1992.

_____. *Unhealthy societies*: the afflictions of inequalities. London: Routledge, 1996. 255p.

WILSON, L.; KAPLAN, S. Clinical practice and patients´health status: how are the 2 related? *Medical Care*, Philadelphia, v. 33, n. 4, Supp. 1, p. AS209-AS214, Apr. 1995.

WILSON, M.; DALY, M. Life expectancy, economic inequality, homicide, and reproductive timing in Chicago neighborhoods. *British Medical Journal*, v. 314, p. 1.271-1.278, 1997.

(Originais recebidos em junho de 2007. Revistos em agosto de 2007.)

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

Índice do volume 37, 2007

ARTIGOS

O ENDIVIDAMENTO DAS EMPRESAS EM MOEDA ESTRANGEIRA E O REGIME CAMBIAL 1
José Luiz Rossi Júnior

IMPACTOS DA INTEGRAÇÃO COMERCIAL SOBRE A AGRICULTURA FAMILIAR NO BRASIL 21
Angelo Costa Gurgel

EFICIÊNCIA TÉCNICA, PRODUTIVIDADE E LIDERANÇA TECNOLÓGICA NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA 75
Luiz Chabalgoity, Emerson Marinho, Mauricio Benegas e Paulo J. Neto

A ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS NO BRASIL: TESTANDO A HIPÓTESE DE EXPECTATIVAS RACIONAIS 113
Emerson Fernandes Marçal e Pedro L. Valls Pereira

ESTIMAÇÃO DE FUNÇÕES DE DEMANDA RESIDENCIAL DE ÁGUA EM CONTEXTOS DE PREÇOS NÃO-LINEARES 149
José Airton Mendonça de Melo e Paulo de Melo Jorge Neto

IMPACTO DE REFORMAS PARAMÉTRICAS NA PREVIDÊNCIA SOCIAL BRASILEIRA: SIMULAÇÕES ALTERNATIVAS 175
Fabio Giambiagi, Hélio Zylberstajn, Luís Eduardo Afonso, André Portela Souza e Eduardo Zylberstajn

IMPACTOS DE APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A EDUCAÇÃO E A PARTICIPAÇÃO DOS JOVENS NA FORÇA DE TRABALHO 221
Maurício Cortez Reis e José Márcio Camargo

CREDIBILIDADE DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL 247
Helder Ferreira de Mendonça e Gustavo José de Guimarães e Souza

RICOS? POBRES? UMA ANÁLISE DA POLARIZAÇÃO DA RENDA PARA O BRASIL – 1981-2003 283
Luiz Guilherme Scorzafave e Sueli Aparecida Correa e Castro

VULNERABILIDADE À POBREZA NO BRASIL: MEDINDO RISCO E CONDICIONALIDADE A PARTIR DA FUNÇÃO DE CONSUMO DAS FAMÍLIAS 299
Rafael Perez Ribas

ELASTICIDADES DA POBREZA: NOVAS FÓRMULAS DE CÁLCULO E AVALIAÇÃO DE DIFERENTES PRESSUPOSTOS 347
Rodrigo O. Orair e Rodolfo Hoffmann

GARANTIAS GOVERNAMENTAIS EM PROJETOS DE PPP: UMA AVALIAÇÃO POR OPÇÕES REAIS 381
Luiz E. T. Brandão e Eduardo C. G. Saraiva

MIGRAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DE RENDA NO BRASIL 405
Cézar Santos e Pedro Cavalcanti Ferreira

EFICIÊNCIA DAS ESCOLAS PÚBLICAS ESTADUAIS DE MINAS GERAIS 427
Victor Maia Senna Delgado e Ana Flávia Machado

CICLOS ELEITORAIS E POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL 465
Carlos Eduardo Soares Gonçalves e Fernando Roberto Fenolio

INFLUÊNCIA DO CUSTO DE OPORTUNIDADE DO TEMPO DA MULHER SOBRE O PADRÃO DE CONSUMO ALIMENTAR NO BRASIL 489
Madalena Maria Schlindwein e Ana Lúcia Kassouf

O EFEITO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA SOBRE O ESTADO DE SAÚDE INDIVIDUAL NO BRASIL 521
Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha e Monica Viegas Andrade

AUTORES

AFONSO, Luís Eduardo
Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas 175

ANDRADE, Monica Viegas
O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil 521

BENEGAS, Mauricio
Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira 75

BRANDÃO, Luiz E. T.
Garantias governamentais em projetos de PPP: uma avaliação por opções reais 381

CAMARGO, José Márcio
Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho 221

CASTRO, Sueli Aparecida Correa e
Ricos? Pobres? Uma análise da polarização da renda para o Brasil – 1981-2003 283

CHABALGOITY, Luiz
Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira 75

DELGADO, Victor Maia Senna
Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais 427

FENOLIO, Fernando Roberto
Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil 465

FERREIRA, Pedro Cavalcanti
Migração e distribuição regional de renda no Brasil 405

GIAMBIAGI, Fabio
Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas 175

GONÇALVES, Carlos Eduardo Soares
Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil 465

GURGEL, Angelo Costa
Impactos da integração comercial sobre a agricultura familiar no Brasil 21

HOFFMANN, Rodolfo
Elasticidades da pobreza: novas fórmulas de cálculo e avaliação de diferentes pressupostos 347

KASSOUF, Ana Lúcia
Influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar no Brasil 489

MACHADO, Ana Flávia
Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais 427

MARÇAL, Emerson Fernandes
A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: testando a hipótese de expectativas racionais 113

MARINHO, Emerson
Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira 75

MELO, José Airton Mendonça de
Estimação de funções de demanda residencial de água em contextos de preços não-lineares 149

MENDONÇA, Helder Ferreira de
Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil 247

NETO, Paulo de Melo Jorge
Estimação de funções de demanda residencial de água em contextos de preços não-lineares 149

NETO, Paulo J.
Eficiência técnica, produtividade e liderança tecnológica na indústria bancária brasileira 75

NORONHA, Kenya Valeria Micaela de Souza
O efeito da distribuição de renda sobre o estado de saúde individual no Brasil 521

ORAIR, Rodrigo O.
Elasticidades da pobreza: novas fórmulas de cálculo e avaliação de diferentes pressupostos 347

PEREIRA, Pedro L. Valls
A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: testando a hipótese de expectativas racionais 113

REIS, Maurício Cortez
Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho 221

RIBAS, Rafael Perez
Vulnerabilidade à pobreza no Brasil: medindo risco e condicionalidade a partir da função de consumo das famílias 299

ROSSI JÚNIOR, José Luiz
O endividamento das empresas em moeda estrangeira e o regime cambial 1

SANTOS, Cézar
Migração e distribuição regional de renda no Brasil 405

SARAIVA, Eduardo C. G.
Garantias governamentais em projetos de PPP: uma avaliação por opções reais 381

SCHLINDWEIN, Madalena Maria
Influência do custo de oportunidade do tempo da mulher sobre o padrão de consumo alimentar no Brasil 489

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme
Ricos? Pobres? Uma análise da polarização da renda para o Brasil – 1981-2003 283

SOUZA, André Portela
Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas 175

SOUZA, Gustavo José de Guimarães e
Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil 247

ZYLBERSTAJN, Eduardo
Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas 175

ZYLBERSTAJN, Hélio
Impacto de reformas paramétricas na previdência social brasileira: simulações alternativas 175

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação
Iranilde Rego

Supervisão
Marcos Hecksher

Revisão
Lucia Duarte Moreira
Alejandro Sainz de Vicuña
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Camila Guimarães Simas
Camila Oliveira de Souza (estagiária)
Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5090
Fax: (61) 3315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro
Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar — Grupo 609
20044-900 – Rio de Janeiro – RJ
Fones: (21) 3515-8433 – 3515-8426
Fax (21) 3515-8402
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Comitê Editorial

Secretário-Executivo
Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar – sala 912
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5406
Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Correspondência para a revista deverá ser endereçada à editoria de **Pesquisa e Planejamento Econômico.**

Rio de Janeiro
Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar
20020-010 - Rio de Janeiro - RJ
Tel.: (21) 3515-8522
Fax.: (21) 3515-8585
Correio eletrônico: editrj@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 (cinqüenta 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 – Rio de Janeiro
Av. Pres. Antônio Carlos, 51 - 10º andar - Rio de Janeiro - RJ - CEP 20020-010
Tel.: (21) 3515-8522 - Fax: (21) 3515-8585
Correio eletrônico: editrj@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 enviar duas cópias impressas do artigo, acompanhadas da sua versão eletrônica no formato do processador de textos Word 7.0 (ou superior), em um disquete, para:

   Angélica Ferreira de Barros

   Secretária-Executiva de PPE

   Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

   Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 15º andar

   Rio de Janeiro, RJ, 20020-010, Brasil.

8. Instruções quanto à formatação do texto podem ser encontradas no endereço: http://www.ipea.gov.br/ppe.

9. Os artigos recebidos pela revista, que estejam de acordo com as instruções acima, serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas que serão escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem eles quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; a sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a sua 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.

10. 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

Núcleo de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

ISSN 0100-0551

Apoio editorial

CNPq