

EDUCAÇÃO, SALÁRIOS E A ALOCAÇÃO DE TRABALHADORES ENTRE TAREFAS: TEORIA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Reynaldo Fernandes
Naercio Menezes-Filho

MERCADOS E CONCENTRAÇÃO NO SETOR SUPLEMENTAR DE PLANOS E SEGUROS-SAÚDE NO BRASIL

Mônica Viegas Andrade
Marina Moreira da Gama
Ricardo Machado Ruiz
Ana Carolina Maia
Bernardo Modenesi
Daniel Matos Tiburcio

ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL PARA O SETOR DE SAÚDE BRASILEIRO: 2000 - 2005

Joilson de Assis Cabral
Fernando Salgueiro Perobelli

A HIPÓTESE DE KUZNETS E MUDANÇAS NA RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE E CRESCIMENTO DE RENDA NO BRASIL

Fabricio Linhares
Guilherme Diniz Irffi
Roberto Tatiwa Ferreira
Cecília Maria Bortolassi Macedo

CAPITANIAS HEREDITÁRIAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: HERANÇA COLONIAL SOBRE DESIGUALDADE E INSTITUIÇÕES

Enlison Mattos
Thais Innocentini
Yuri Benelli

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Wellington Moreira Franco



**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

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

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais, Substituto

Miguel Matteo

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Corpo Editorial

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

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

Coeditor

Maurício Cortez Reis

Membros

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)

Eustáquio José Reis (Ipea)

Fernando Veloso (Ibre-FGV)

Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)

Miguel Nathan Foguel (Ipea)

Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)

Rodrigo Reis Soares (PUC-RJ)

Secretária-Executiva

Thamires Fernandes da Silva

**pesquisa e planejamento
econômico ■ ppe**

ipea

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

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

EDUCAÇÃO, SALÁRIOS E A ALOCAÇÃO DE TRABALHADORES ENTRE TAREFAS: TEORIA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL 311

Reynaldo Fernandes
Naercio Menezes-Filho

MERCADOS E CONCENTRAÇÃO NO SETOR SUPLEMENTAR DE PLANOS E SEGUROS DE SAÚDE NO BRASIL 329

Mônica Viegas Andrade
Marina Moreira da Gama
Ricardo Machado Ruiz
Ana Carolina Maia
Bernardo Modenesi
Daniel Matos Tiburcio

ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL PARA O SETOR DE SAÚDE BRASILEIRO – 2000-2005 363

Joilson de Assis Cabral
Fernando Salgueiro Perobelli

A HIPÓTESE DE KUZNETS E MUDANÇAS NA RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE E CRESCIMENTO DE RENDA NO BRASIL 403

Fabício Linhares
Roberto Tatiwa Ferreira
Guilherme Diniz Irffi
Cecília Maria Bortolassi Macedo

CAPITANIAS HEREDITÁRIAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: HERANÇA COLONIAL SOBRE DESIGUALDADE E INSTITUIÇÕES 433

Enlison Mattos
Thais Innocentinni
Yuri Benelli

CONTENTS

EDUCATION, WAGES AND THE ALLOCATION OF WORKERS TO TASKS: THEORY AND EVIDENCE FROM BRAZIL 311

Reynaldo Fernandes
Naercio Menezes-Filho

MARKET AND INDUSTRY CONCENTRATION OF SUPPLEMENTAL INSURANCE PLANS AND HEALTH IN BRAZIL 329

Mônica Viegas Andrade
Marina Moreira da Gama
Ricardo Machado Ruiz
Ana Carolina Maia
Bernardo Modenesi
Daniel Matos Tiburcio

STRUCTURAL DECOMPOSITION ANALYSIS FOR THE HEALTH SECTOR BRAZILIAN – 2000-2005 363

Joilson de Assis Cabral
Fernando Salgueiro Perobelli

THE KUZNETS HYPOTHESIS AND CHANGES IN THE RELATIONSHIP BETWEEN INCOME DISTRIBUTION AND GROWTH IN BRAZIL 403

Fabricio Linhares
Roberto Tatiwa Ferreira
Guilherme Diniz Irffi
Cecília Maria Bortolassi Macedo

CAPITANIAS HEREDITARIAS AND ECONOMIC DEVELOPMENT: COLONIAL HERITAGE ON INEQUALITY AND INSTITUTIONS 433

Enlison Mattos
Thais Innocentinni
Yuri Benelli

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 2012 para a preservação da qualidade desta publicação.

Aguinaldo Maciente, Alexandre Uhlig, Ana Luiza Barbosa, Angelo Gurgel, Ari Francisco de Araujo Jr., Beatriz Muriel, Carlos Henrique Corseuil, Christian Vonbun, Christiano Coelho, Clarissa Gandour, Claudio Lucinda, Claudio Paiva, Claudio Shikida, Daniel Santos, Eduardo Andrade, Enlison Mattos, Erik Figueiredo, Estevão Kopschitz Bastos, Fábio Gomes, Fabio Kanczuk, Fábio Waltenberg, Fernando Antonio Postali, Fernando Perobelli, Fernando Ribeiro, Geovana Bertussi, Guilherme Hirata, Gustavo Gonzaga, Gustavo Moraes, Helder de Mendonça, Hilton Ramalho, Honorio Kume, Joana Costa, João Feres, João Luiz Rossi Junior, João Raimundo Carvalho Júnior, Joilson Dias, Katia Rocha, Klenio Barbosa, Leonardo Oliveira, Ligia Vasconcellos, Lúzia de Figueiredo, Lucas Ferraz, Luiz Brandão, Luiz D'Ávila de Aragão, Marcelo Arbex, Marcelo Moura, Marcelo Nonnenberg, Marcio Salvato, Marco Lyrio, Maria Cristina Terra, Mário Cardoso de Mendonça, Marislei Nishijima, Mauricio Pinheiro, Nathan Canen, Paula Pereda, Paulo de Andrade Jacinto, Regina Madalozzo, Renato Colistete, Renato Marcondes, Ricardo Freguglia, Ricardo Ruiz, Rodolfo Hoffmann, Rodrigo Moita, Rodrigo Moura, Rodrigo Orair, Rudi de Castro, Sérgio Kannebley Jr., Steven Helfand, Thiago Caliarí, Vera Fava, Vinicius Carrasco, Vivian Almeida e Waldir Lobão.

EDUCAÇÃO, SALÁRIOS E A ALOCAÇÃO DE TRABALHADORES ENTRE TAREFAS: TEORIA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL*

Reynaldo Fernandes**

Naercio Menezes-Filho***

Esse artigo constrói um modelo competitivo que relaciona os salários relativos e a alocação de trabalhadores com diferentes níveis de educação à demanda e à oferta de competências, fornecendo evidências empíricas para o caso do Brasil. O modelo assume que todos os trabalhadores qualificados realizam tarefas complexas, que todos os trabalhadores não qualificados executam tarefas simples e que os intermediários podem fazer ambas. A distribuição dos trabalhadores intermediários nas tarefas é gerada endogenamente para maximizar o produto total da economia. O modelo é simulado empiricamente para a economia brasileira entre 1981 e 2009. Os resultados sugerem que houve um aumento na demanda relativa por trabalhadores qualificados nas tarefas complexas e pelos intermediários em tarefas simples. Sem esses choques de demanda, os salários relativos dos trabalhadores intermediários teriam se reduzido ainda mais e os dos trabalhadores qualificados teriam declinado nos últimos 30 anos.

Palavras-chave: educação; salários; tecnologia; América Latina; Brasil.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, uma série de estudos sobre o mercado de trabalho nos países desenvolvidos detectou que a demanda relativa de trabalhadores qualificados tem se deslocado cada vez mais para a direita ao longo das últimas décadas (Katz e Autor, 1999). A intensidade e o impacto dessa mudança variam entre diferentes países, e seus efeitos sobre a desigualdade parecem depender da taxa de crescimento da oferta relativa de habilidades (Murphy, Riddell e Romer, 1998) e podem, na verdade, responder a ele (Acemoglu, 2003).

O aparato geralmente utilizado para estimar a demanda por habilidades é um modelo simples de demanda e oferta com uma elasticidade constante de substituição entre os trabalhadores qualificados e não qualificados, que foi usado pela primeira vez por Katz e Murphy (1992). Alguns estudos recentes têm aplicado esta metodologia para países em desenvolvimento. Manacorda, Sanches-Paramo e Schady (2010), por exemplo, encontram que a demanda por trabalhadores qualificados (com educação superior) tem crescido em relação aos trabalhadores com

* Os autores agradecem a Paulo Natenzon, Maria Gabriela Mazoni e Fabiana de Felício pela ajuda na preparação do artigo. Além disso, o editor e um parecerista fizeram comentários que ajudaram a melhorar o artigo.

** Professor titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA) da Universidade de São Paulo de Ribeirão Preto (USP/RP).
E-mail: refernan@usp.br

*** Professor titular do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) e da FEA/USP.

o ensino secundário na Colômbia e no México, mas não tanto na Argentina e no Brasil. Reis (2006a) estendeu a metodologia tradicional de Katz e Murphy para o caso de três grupos de qualificação, para encontrar que houve um aumento na demanda por trabalhadores qualificados no Brasil.¹

Transferir esta metodologia para países em desenvolvimento, no entanto, exige cuidado. O primeiro problema refere-se à divisão dos trabalhadores entre qualificados e não qualificados. Esta separação, como regra, é feita com base em seu nível educacional, com os trabalhadores qualificados sendo considerados aqueles que têm ensino superior. Para os países desenvolvidos – onde a grande maioria dos trabalhadores tem pelo menos um ano do ensino médio – esta divisão pode ser razoável. No entanto, isso não é o caso para os países em desenvolvimento, dado o seu baixo nível médio de educação e sua maior dispersão. Apenas uma parte pequena dos trabalhadores tem qualquer faculdade, enquanto uma grande parcela não tem ensino médio. Além disso, os diferenciais de salário do ensino superior têm aumentado substancialmente no Brasil na última década, enquanto os diferenciais de salário do ensino médio têm diminuído, como mostrado a seguir.

Quando há três grupos de educação, a aplicação da metodologia-padrão Katz-Murphy não é simples, pois há diferentes maneiras de integrar os três grupos na estrutura de demanda e oferta. Será que um aumento da oferta de trabalhadores do superior afeta os diferenciais de salário entre trabalhadores com ensino médio e fundamental, por exemplo? Se a elasticidade de substituição é a mesma em todos os grupos, os determinantes dos diferenciais salariais entre cada par de grupos podem ser analisados separadamente, mas como este estudo não se dispõe a levantar essa hipótese, é necessário outro modelo.

Outra característica marcante do modelo aqui empregado é que ele pode ser usado para investigar a distribuição dos trabalhadores com o mesmo nível de ensino nas diferentes tarefas, numa estrutura de equilíbrio geral. No Brasil, por exemplo, trabalhadores intermediários estão cada vez mais realizando tarefas que costumavam ser feitas por trabalhadores não qualificados, como mostrado a seguir, o que tem sido visto por analistas como um sinal de *over-education* (Hartog, 2000). Neste modelo pode haver choques de demanda nas tarefas simples e nas tarefas complexas e elas interagem com a oferta para determinar os salários relativos e a repartição dos trabalhadores nas tarefas.

Simulou-se o modelo para a economia brasileira nos últimos 30 anos usando dados de oferta e salários relativos e encontrou-se que a demanda por habilidades subiu nas tarefas simples e nas complexas, o que causou um aumento da porcentagem de trabalhadores intermediários executando tarefas simples. Além disso, o

1. Ver também Reis (2006b).

aumento da demanda por trabalhadores intermediários nas tarefas simples impediu uma queda maior no seu salário relativo, e o aumento da demanda por trabalhadores qualificados nas tarefas complexas contribuiu para aumentar seu salário.

2 MODELO TEÓRICO

Como visto, um modelo simples de oferta e demanda é geralmente usado para estimar mudanças na demanda relativa por trabalho qualificado (Katz e Autor, 1999). Sob concorrência perfeita e oferta exógena de trabalho, os salários relativos são função da oferta relativa e um termo que varia ao longo do tempo, representando deslocamentos na demanda.

Assumindo, por exemplo, que a produção agregada pode ser representada por uma função de produção Cobb-Douglas entre capital e um agregado de mão de obra e que a agregação de trabalho é representada por uma função de produção elasticidade de substituição constante – Constant Elasticity of Substitution (CES) – entre trabalho qualificado e não qualificado, então:

$$Y = K^{1-\theta} \left([A_1(t)L_1]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + [A_2(t)L_2]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\theta \sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

onde Y é a produção agregada; K é o estoque total de capital físico; L_1 é a oferta de trabalhadores não qualificados; L_2 é a oferta de trabalhadores qualificados; A_1 é o fator de eficiência de serviços de mão de obra, σ é a elasticidade de substituição entre os dois tipos de trabalho e θ é o parâmetro da distribuição da função de Cobb-Douglas.

De (1), obtém-se:

$$\ln \left(\frac{W_2}{W_1} \right) = \frac{1}{\sigma} \left[D(t) - \ln \left(\frac{L_2}{L_1} \right) \right] \quad (2)$$

sendo: $D(t) = (\sigma - 1) \left(\frac{A_2(t)}{A_1(t)} \right)$

Como discutido na introdução, a utilização de apenas dois grupos de trabalhadores pode ser excessivamente restritiva para analisar os mercados de trabalho nos países em desenvolvimento. Murphy, Riddell e Romer (1998), por exemplo, argumentam que seria necessário definir três grupos de trabalhadores para examinar

o caso dos Estados Unidos antes de 1960: com ensino superior, com ensino elementar e com o secundário. Os autores sugerem trabalhar com uma função de produção agregada do tipo:

$$Y = K^{1-\theta} \left([A_1(t)L_1]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + [A_2(t)L_2]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + [A_3(t)L_3]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\theta \sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

Na equação (3), o grau de substituição entre cada par de tipos de trabalhador (L_1-L_2 , L_1-L_3 e L_2-L_3) é considerado o mesmo. Esta hipótese é restritiva, por isso foi desenvolvido aqui um modelo que vai relaxá-la.

2.1 O modelo

O modelo em apreço pressupõe que a produção agregada é uma função de Cobb-Douglas de agregados de capitais e trabalho. Trabalho agregado também é composto por dois agregados de trabalho diferentes: π_1 e π_2 . O π_1 agregado é “produzido” por trabalhadores não qualificados e intermediários em uma função de produção CES, enquanto o π_2 agregação usa trabalhadores qualificados e intermediários, também com uma tecnologia CES:

$$Y = K^{1-\theta} (\pi_1^\phi \pi_2^{1-\phi})^\theta \quad (4)$$

$$\pi_1 = \left[(A_1(t)L_1)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_2(t)L_2^a)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

$$\pi_2 = \left[(B_2(t)L_2^b)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} + (B_3(t)L_3)^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} \right]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}$$

Uma maneira de interpretar (4) é imaginar que existem dois tipos de tarefas na economia: simples e complexas. Trabalhadores não qualificados só fazem tarefas simples e trabalhadores qualificados só fazem tarefas complexas. Trabalhadores intermediários, no entanto, podem executar tarefas simples e complexas. Tarefas simples podem ser pensadas como tarefas rotineiras e repetitivas, enquanto tarefas complexas podem ser pensadas como a resolução de problemas não rotineiros (Autor, Levy e Murnane, 2003).

Nessa configuração, L_2^a é o número de trabalhadores intermediários ofertando mão de obra nas tarefas simples e L_2^b é o número de trabalhadores intermediários ofertando mão de obra em tarefas complexas, de forma que $L_2^a + L_2^b = L_2$. Os parâmetros σ e α são as elasticidades de substituição entre trabalhadores não qualificados e intermediários nas tarefas simples e entre trabalhadores qualificados e intermediários em tarefas complexas, respectivamente. Resolvendo para o produto marginal de cada tipo de trabalho e considerando que, em equilíbrio, $W_2^a = W_2^b = W_2$ tem-se:

$$\ln\left(\frac{W_2}{W_1}\right) = \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln\left(\frac{A_2(t)}{A_1(t)}\right) - \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{L_2^a}{L_1}\right) \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{W_3}{W_2}\right) = \frac{\alpha-1}{\alpha} \ln\left(\frac{B_3(t)}{B_2(t)}\right) - \frac{1}{\alpha} \ln\left(\frac{L_3}{L_2^b}\right) \quad (5')$$

Podem-se separar os componentes específicos da oferta de trabalho, que são endogenamente determinados, daqueles da economia como um todo, que são exógenas por suposição:

$$\ln\left(\frac{W_2}{W_1}\right) = \frac{1}{\sigma} \left[D_{21}(t) - \ln\left(\frac{L_2}{L_1}\right) - \ln\left(\frac{L_2^a}{L_2}\right) \right] \quad (6)$$

$$\ln\left(\frac{W_3}{W_2}\right) = \frac{1}{\alpha} \left[D_{32}(t) - \ln\left(\frac{L_3}{L_2}\right) - \ln\left(\frac{L_2}{L_2^b}\right) \right] \quad (6')$$

Sendo que: $D_{21}(t) = (\sigma-1) \ln\left(\frac{A_2(t)}{A_1(t)}\right)$, $D_{32}(t) = (\alpha-1) \ln\left(\frac{B_3(t)}{B_2(t)}\right)$.

Devem-se comparar expressões (6) e (6') com a expressão (2). A diferença está nas parcelas de trabalhadores intermediários executando tarefas simples e complexas. Um choque de demanda num determinado setor, dada a oferta relativa, não se traduzirá automaticamente em uma mudança relativa dos salários. Parte do choque será absorvida por meio de mudanças na composição dos trabalhadores intermediários em todos os setores. Além disso, mesmo admitindo que L_1 , L_2 e L_3

são exógenas, essas parcelas de trabalhadores intermediários são endógenas e em princípio não observáveis.

Sob a hipótese de concorrência perfeita, no entanto, a alocação eficiente dos trabalhadores intermediários entre os dois tipos de tarefas será aquela que maximiza a produção total. Supondo-se que há uma solução interior, a maximização de Y com relação a L_2^a e L_2^b – sujeita a $L_2^a + L_2^b = L_2$, $L_2^a \geq 0$ e $L_2^b \geq 0$ – resulta em:

$$L_2^b = (1 - \phi) \frac{W_1}{W_2} L_1 + (1 - \phi) L_2 - \phi \frac{W_3}{W_2} L_3 \quad (7)$$

A equação (7) fecha o modelo. Baseados em (6), (6') e (7), sob a hipótese de que $\sigma > 1$ e $\alpha > 1$ e na presença de uma solução interior, pode-se mostrar que:

$$\frac{d(W_2 / W_1)}{d(L_2 / L_1)} < 0; \quad \frac{d(W_2 / W_1)}{d(A_2 / A_1)} > 0; \quad \frac{d(W_2 / W_1)}{d(B_3 / B_2)} < 0; \quad \frac{d(W_2 / W_1)}{d(L_3 / L_2)} < 0;$$

$$\frac{d(W_3 / W_2)}{d(L_3 / L_2)} < 0; \quad \frac{d(W_3 / W_2)}{d(B_3 / B_2)} > 0; \quad \frac{d(W_3 / W_2)}{d(A_2 / A_1)} < 0; \quad \frac{d(W_3 / W_2)}{d(L_2 / L_1)} < 0$$

Além dos resultados mais evidentes, a estática comparativa mostra que um aumento na eficiência relativa de trabalhadores qualificados em tarefas complexas (ou um aumento na sua oferta em relação à dos intermediários) fará com que haja um declínio no salário relativo dos intermediários em relação ao dos não qualificados. Além disso, um aumento na eficiência relativa dos trabalhadores intermediários em tarefas simples (ou um aumento na sua oferta em relação aos trabalhadores não qualificados) provocará uma diminuição nos salários relativos dos qualificados em relação aos dos intermediários.

É interessante notar que, com exceção de ϕ , todas as outras variáveis que determinam L_2^b são observáveis. Logo, de posse de uma estimativa de ϕ , pode-se determinar tanto L_2^b como L_2^a . O termo ϕ representa a proporção da renda do trabalho alocada para trabalhadores em tarefas simples, de forma que:

$$\phi_{\min} = \frac{W_1 L_1}{W_1 L_1 + W_2 L_2 + W_3 L_3} \quad \text{e} \quad \phi_{\max} = \frac{W_1 L_1 + W_2 L_2}{W_1 L_1 + W_2 L_2 + W_3 L_3} \quad (8)$$

Esses limites são usados para guiar a escolha de ϕ nas simulações a seguir.

3 DADOS

Os dados utilizados neste estudo vêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em escala nacional, com uma amostra de 300 mil indivíduos, correspondendo a 100 mil famílias. Para este estudo, foram considerados todos os indivíduos de 10 anos de idade ou mais, que estavam ocupados na data de referência da pesquisa. Foi utilizado o período 1981-2009, exceto para os anos 1991, 1994 e 2000, para o qual a PNAD não foi feita.

Para cada ano, os trabalhadores foram agregados em três grupos: qualificados, não qualificados e intermediários. Para cada um destes grupos, obteve-se uma medida de salários nominais e de oferta de mão de obra. A separação dos grupos foi baseada nos anos de escolaridade: 0 a 4 (não qualificados); 5 a 11 (intermediários); e 12 ou mais (qualificados).² O procedimento de agregação é o seguinte. Em primeiro lugar, os trabalhadores foram agrupados em 96 células (8 x 6 x 2): 2 grupos de sexo, 6 de idade e 8 de educação. Foram definidos grupos de educação segundo os anos de estudo concluídos: 0 a 3, 4, 5 a 7, 8, 9 a 10, 11, 12 a 14 e 15 ou mais. As faixas etárias foram: 10 a 17, 18 a 24, 25 a 34, 35 a 44, 45 a 54 e 55 e mais. Assim, existem 24 células de trabalhadores não qualificados, 48 células de trabalhadores intermediários e 24 células de trabalhadores qualificados.

Para cada grupo de habilidade, foi selecionada uma célula de referência. Trabalhadores nas células de referência são os homens entre 35 e 44 anos de idade, com níveis de escolaridade de 4 (não qualificados), 11 (intermediários) e 15 ou mais (qualificados). A média dos salários nominais para cada grupo de habilidade foi o salário médio da célula de referência respectiva. Para calcular o salário médio, foram considerados apenas os trabalhadores cuja semana de trabalho normal foi maior ou igual a 30 horas. O salário foi ajustado para uma semana-padrão de trabalho de 44 horas.

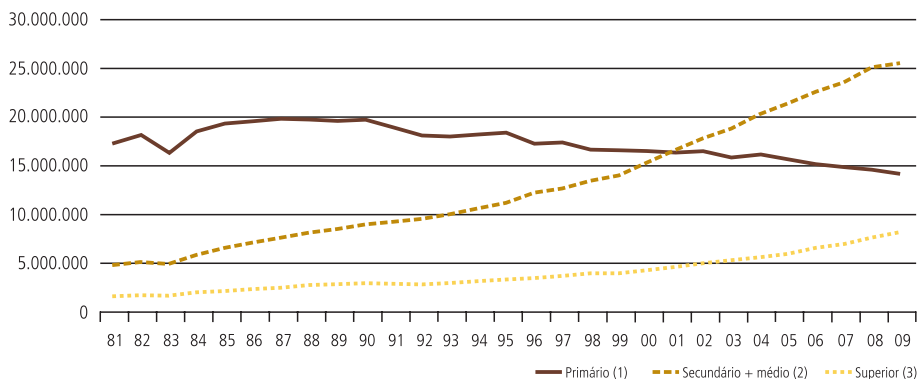
Para construir nossa medida de oferta de trabalho, primeiro foram computados o total de horas semanais trabalhadas dentro de cada célula e, em seguida, divididos por 44, para que a medida de oferta consistisse de indivíduos trabalhando 44 horas por semana. Foram multiplicados os números dos trabalhadores totais “ajustados” em cada célula por um fator de equivalência (baseados nos salários relativos) que os “transforma” em trabalhadores “equivalentes” da célula de cada grupo de habilidade e somados os trabalhadores “equivalentes” de cada grupo. Portanto, para cada grupo de habilidade, os trabalhadores não pertencentes às células de referência foram considerados substitutos perfeitos em relação àqueles da célula de referência, na proporção determinada pelo fator de equivalência, que é fixo ao longo do tempo.

2. Foram feitos testes, a seguir, usando-se uma definição alternativa para os não qualificados.

O procedimento usado para obter os fatores de equivalência consiste no agrupamento do conjunto dos trabalhadores nas 96 células referidas anteriormente. Para cada um dos anos, calculou-se o salário médio para cada uma das células e dividiu-se pelo salário médio de referência da célula para o seu grupo. O fator de equivalência de cada célula é a média desta relação para os vários anos considerados na análise. Desta forma, o banco de dados tem, para cada ano, o número total de trabalhadores e o salário de cada um dos tipos de trabalhadores considerados: qualificados, intermediários e não qualificados.

O gráfico 1 apresenta a evolução do número total de trabalhadores equivalentes pelo grupo da habilidade, mostrando que o número de trabalhadores intermediários (aqueles com ensino secundário e ensino médio) tem aumentado a uma taxa crescente ao longo do tempo. O número de trabalhadores qualificados (aqueles com educação superior) tem aumentado também, mas a um ritmo muito inferior. O número de trabalhadores não qualificados, por outro lado, diminuiu. O gráfico 2 apresenta a evolução da oferta relativa e mostra que a oferta de trabalhadores intermediários (em relação a trabalhadores não qualificados) aumentou sobre seis vezes entre 1981 e 2009. A oferta de trabalhadores qualificados, por outro lado, diminuiu em relação à de intermediários, porque vem crescendo a uma taxa inferior.

GRÁFICO 1

Evolução da oferta de trabalho

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

O aumento da oferta relativa de trabalho intermediário foi acompanhado por uma queda em seu salário relativo, como mostrado no gráfico 3. O diferencial entre os qualificados e os intermediários aumentou cerca de 30%, enquanto entre os intermediários e os não qualificados diminuiu cerca de 40%. À primeira vista, esta queda relativa dos salários pode ser apenas um reflexo da maior oferta de trabalhadores intermediários. No entanto, é necessário avaliar isso mais detalhadamente,

porque de acordo com a teoria, deve-se examinar a evolução dos trabalhadores intermediários em cada uma das tarefas.

GRÁFICO 2

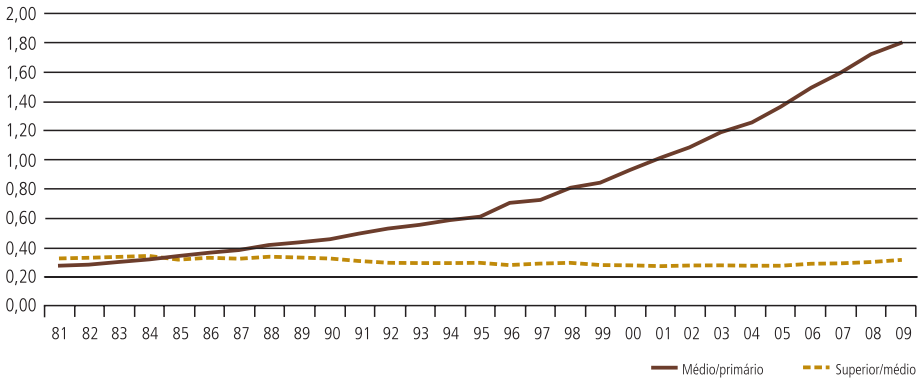
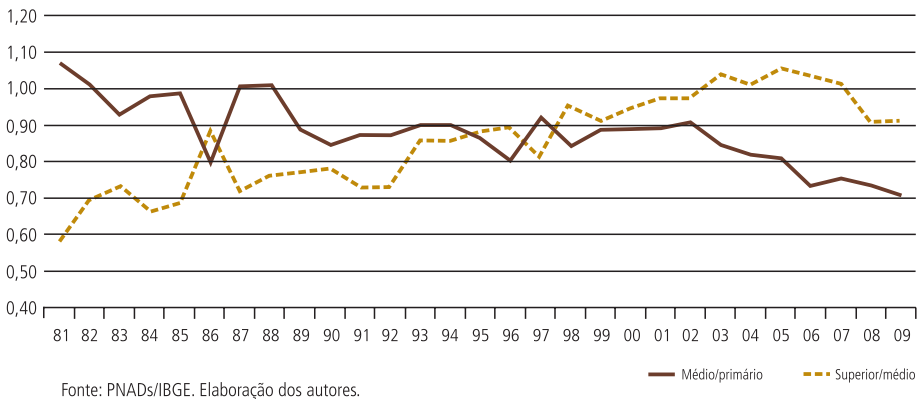
Evolução da oferta relativa

GRÁFICO 3

Evolução dos diferenciais de salário**4 SIMULAÇÕES**

Baseando-se nas equações (5) e (5'), obtém-se:

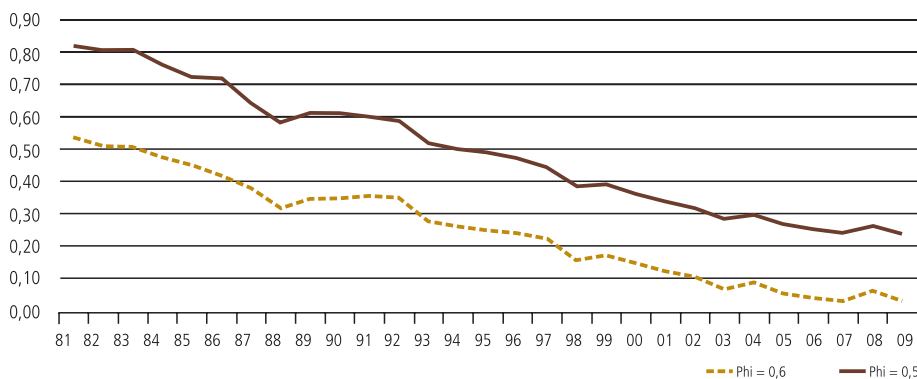
$$D_{21}(t) = \sigma \ln \left(\frac{W_2}{W_1} \right) + \ln \left(\frac{L_2^a}{L_1} \right) \quad (9)$$

$$D_{32}(t) = \alpha \ln \left(\frac{W_3}{W_2} \right) + \ln \left(\frac{L_3}{L_2^b} \right) \quad (9')$$

Assim, de posse de L_2^b e L_2^a e com os valores das elasticidades de substituição (σ e α), pode-se fazer diferentes tipos de simulações. Para que se possa obter a proporção de trabalhadores intermediários alocados para as tarefas simples e complexas (L_2^b e L_2^a), é necessário conhecer o valor de ϕ . Foram obtidos para cada ano os valores de ϕ_{\max} e ϕ_{\min} de acordo com (8). Assumindo-se que ϕ é invariante no tempo, seu valor está entre o menor valor de ϕ_{\max} e o maior valor de ϕ_{\min} . O menor valor de ϕ_{\max} foi 0,67 e o maior valor de ϕ_{\min} foi 0,48. Assim, foram considerados dois valores de ϕ para calcular L_2^b e L_2^a : $\phi = 0,5$ e $\phi = 0,6$.

O gráfico 4 mostra a evolução da parcela de trabalhadores intermediários alocados para tarefas complexas usando a expressão (7), para esses dois valores de ϕ . Ela mostra que essa proporção tem declinado no tempo, independentemente do valor de ϕ . Assumindo $\phi = 0,5$, a proporção de trabalhadores intermediários nas tarefas complexas declinou de 81% em 1981 para 24% em 2009, enquanto assumindo $\phi = 0,6$ ela declinou de 53% para 3%, de forma que praticamente não haveria trabalhadores intermediários realizando tarefas complexas.

GRÁFICO 4

Parcela dos trabalhadores intermediários em tarefas complexas

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

Para se ter uma ideia da amplitude dos valores de σ e α , as equações (5) e (5') foram estimadas, considerando para o momento que a evolução da demanda por habilidades pudesse ser capturada por uma tendência linear (Murphy, Riddell e Romer, 1998), usando diferentes valores para ϕ : 0,5 e 0,6 e a especificação de Katz-Murphy [$L_2^a = L_2$ na equação (5) e $L_2^b = L_2$ na equação (5')].³ Os resultados da tabela 1 mostram que, dependendo do valor de ϕ , a elasticidade de substituição entre os trabalhadores intermediários e os não qualificados varia entre 1,44 e 2,98, enquanto a elasticidade

3. É importante ressaltar que não se está incluindo uma constante no modelo, dado que as equações (5) e (5') não a requerem. Incluir a constante pode alterar significativamente os resultados.

entre os trabalhadores qualificados e os intermediários varia entre 1,60 e 2. Os resultados sugerem um grau menor de substituição entre os trabalhadores qualificados e os intermediários, especialmente para o caso em que $\phi = 0,5$, o que significa que a hipótese de mesma elasticidade de substituição entre os grupos pode ser inadequada.

TABELA 1
Estimação das elasticidades de substituição

Variável dependente: $\ln\left(\frac{w_2}{w_1}\right)$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,6$	$L_2^a = L_2$
$\ln\left(\frac{L_2^a}{L_1}\right)$	-0,336 (0,010)	-0,466 (0,012)	-0,694 (0,018)
Tendência	0,032 (0,001)	0,036 (0,001)	0,040 (0,001)
σ estimado	2,976	2,146	1,441
Variável dependente: $\ln\left(\frac{w_3}{w_2}\right)$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,6$	$L_2^b = L_2$
$\ln\left(\frac{L_3}{L_2^b}\right)$	-0,624 (0,030)	-0,491 (0,067)	-0,599 (0,018)
Tendência	0,040 (0,001)	0,070 (0,004)	0,009 (0,001)
α estimado	1,602	2,036	1,668

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

4.1 Efeitos diretos dos choques de demanda

Nesta subseção, podem ser ignorados os efeitos de segunda ordem de choques de demanda, os quais operam através de mudanças na composição das tarefas dos trabalhadores intermediários, para obter uma estimativa de seus efeitos diretos em cada setor, utilizando as equações (9) e (9'). Os resultados são apresentados na tabela 2 e ilustrados nos gráficos 5 e 6, usando-se três valores diferentes de ϕ (0,5, 0,6 e a especificação de Katz-Murphy) e suas respectivas elasticidades de substituição estimadas na subseção anterior.

Na comparação entre trabalhadores intermediários e não qualificados, pode-se observar no painel superior da tabela 2 que as mudanças na demanda relativa favoreceram os intermediários em todas as simulações realizadas. Com base nestes resultados é possível dizer que seus salários relativos ter-se-iam se elevado entre 1981 e 2009, não fosse o extraordinário aumento da oferta relativa que teve lugar nesse mesmo período (documentado no gráfico 1). A demanda por trabalhadores intermediários aumentou mais lentamente no final da década de 1980 e também mais recentemente, na primeira década de 2000.

TABELA 2

Demanda relativa por qualificações

Período	$\Delta \left(\frac{w_2}{w_1} \right)$	Demanda relativa por trabalhador intermediário em tarefas simples		
		$L_2^a = L_2$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,6$
		$\sigma = 1,40$	$\sigma = 3,00$	$\sigma = 2,10$
1981-1988		0,30	1,05	0,65
1988-1996		0,25	0,16	0,21
1996-2002		0,57	0,99	0,81
2002-2009		0,22	0,03	0,16
1981-2009		1,34	2,22	1,82
Período	$\Delta \left(\frac{w_2}{w_1} \right)$	Demanda relativa por trabalhador qualificado em tarefas complexas		
		$L_2^a = L_2$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,5$
		$\sigma = 1,70$	$\sigma = 1,60$	$\sigma = 2,00$
1981-1988		0,32	0,66	0,91
1988-1996		0,03	0,23	0,37
1996-2002		0,13	0,52	0,99
2002-2009		0,03	0,32	1,23
1981-2009		0,51	1,73	3,50

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores estão diferenciados em *logs*.

Os resultados do painel inferior da tabela 2 indicam que os choques de demanda têm também favorecido os trabalhadores qualificados nas tarefas complexas. Pode-se ver na tabela que a magnitude do aumento na demanda varia de acordo com as especificações. Em particular, supõe-se que $L_2^b = L_2$, como em Katz-Murphy, provoca uma considerável subestimação do aumento na demanda relativa. Isso ocorre porque o número de trabalhadores intermediários em tarefas complexas tem diminuído ao longo do tempo, devido aos choques de demanda, um efeito que é negligenciado no modelo usual. Manacorda, Sanches-Paramo e Schady (2010), por exemplo, encontram que a demanda de trabalhadores qualificados tem permanecido estável no Brasil na década de 1990. É interessante notar que a relativa demanda aumentou num ritmo mais lento entre 1988 e 1996, que é exatamente o período da liberalização comercial no Brasil. Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2005) mostram que esse processo de abertura aumentou a demanda (e os salários) dos trabalhadores não qualificados no Brasil.

Para melhor avaliar o comportamento da demanda por qualificações, os gráficos 5 e 6 mostram o comportamento de $D_{21}(t)$ e $D_{32}(t)$ ao longo do tempo, usando as equações (9) e (9') e normalizando D_{ij} (1981) para zero. No caso de $D_{21}(t)$ (gráfico 5), há um aumento contínuo na demanda relativa por trabalhadores

intermediários nas tarefas simples. Já em $D_{32}(t)$ (gráfico 6), pode-se notar certa estabilidade entre 1981 e 1992, seguida de um aumento contínuo na demanda relativa por trabalhadores qualificados em tarefas complexas. O gráfico 6 confirma que o uso da especificação de Katz-Murphy levaria a uma subestimação do aumento da demanda relativa para os trabalhadores qualificados.

GRÁFICO 5

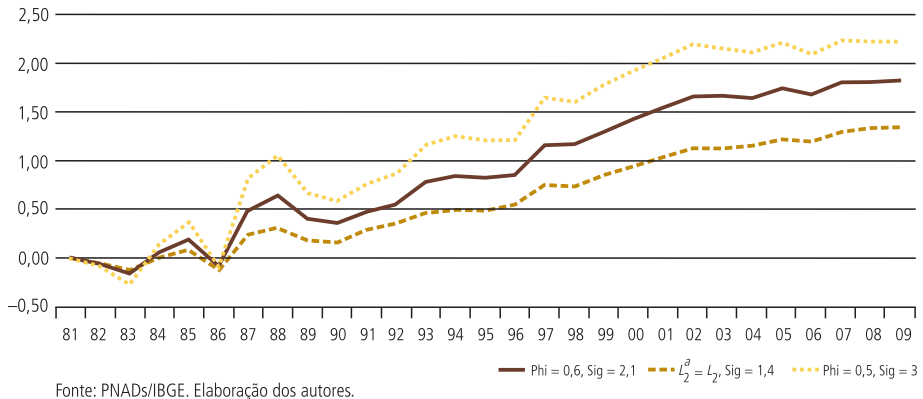
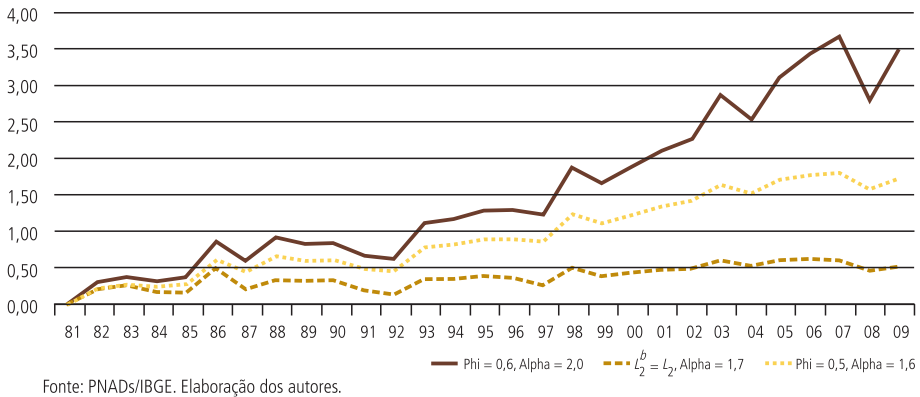
Demanda relativa por trabalhadores intermediários em tarefas simples

GRÁFICO 6

Demanda relativa por trabalhadores qualificados em tarefas complexas

Os gráficos A.1 e A.2 do apêndice apresentam os mesmos resultados, mas usando diferentes definições de habilidade. Neste caso, consideram-se todos os trabalhadores com até 8 anos de educação como não qualificados e como intermediários aqueles entre 8 e 11 anos. O gráfico A.1 mostra que a demanda de trabalhadores intermediários (redefinida) também aumentou nos últimos anos, mas ficou constante até 1996. No caso da demanda por trabalhadores qualificados, os resultados apresentados no

gráfico A.2 são muito semelhantes aos anteriores, mostrando que as definições alternativas dos grupos de habilidade não alteraram as principais conclusões neste caso.

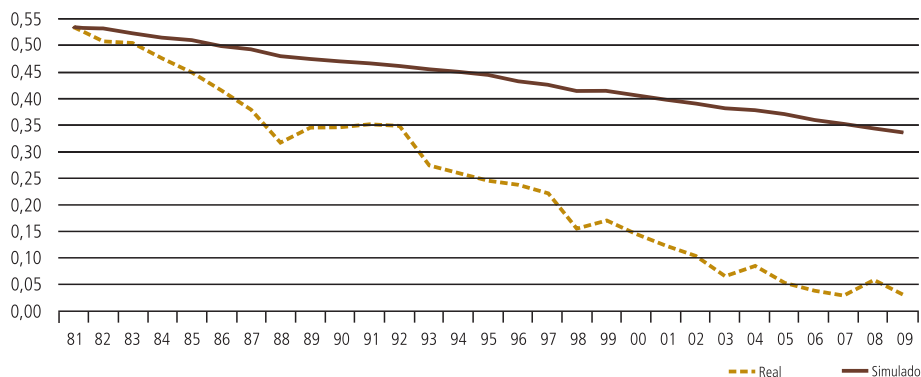
4.2 Demanda relativa e salários

Simulou-se, agora, o que teria acontecido com os salários relativos e com a parcela de trabalhadores intermediários nas tarefas complexas, caso não tivesse havido choques de demanda em nenhum setor. Para fazê-lo, assume-se que $D_{21}(t) = D_{21}(1981)$ e $D_{32}(t) = D_{32}(1981)$, ou seja, que a eficiência relativa dos serviços do trabalho está fixa no tempo. De posse dos valores das elasticidades de substituição (σ e α), as equações (6) e (6') permitem que se possa identificar $D_{21}(1981)$ e $D_{32}(1981)$. Assim, pode-se resolver numericamente o sistema formado pelas equações (6), (6') e (7) e examinar o comportamento dos salários relativos e da composição setorial dos trabalhadores intermediários ao longo do tempo, sob o cenário de ausência de choques de demanda.

Apresentam-se os resultados da simulação com os valores de parâmetro definidos em: $\phi = 0,6$, $\sigma = 1,9$ e $\alpha = 1$, mas alterando estes parâmetros não se alteraram os resultados qualitativamente. O gráfico 7 mostra que o aumento da demanda por habilidades em ambos os setores foi responsável por uma parcela considerável da queda da participação dos trabalhadores *intermediários* realizando tarefas complexas. De acordo com nosso modelo, essa participação diminuiu de 54% para cerca de 3% apenas. Na ausência de choques de demanda, ela teria caído para cerca de 35%. O gráfico 8 mostra que o diferencial de salário entre os *intermediários* e os trabalhadores não qualificados teria caído muito mais se a demanda relativa de *intermediários* em tarefas simples não tivesse aumentado no mesmo período. Na ausência de choques de demanda, os salários dos *intermediários* seriam convergidos para o salário dos trabalhadores não qualificados, em 2009, em vez de ser duas vezes maior.

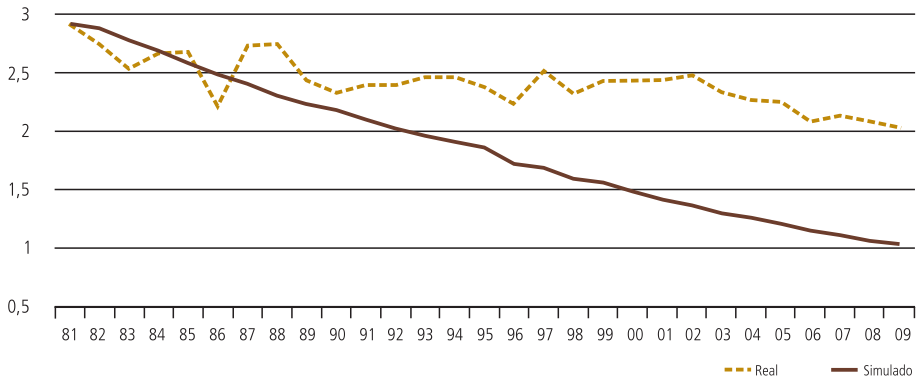
GRÁFICO 7

Parcela de trabalhadores intermediários em tarefas complexas



Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

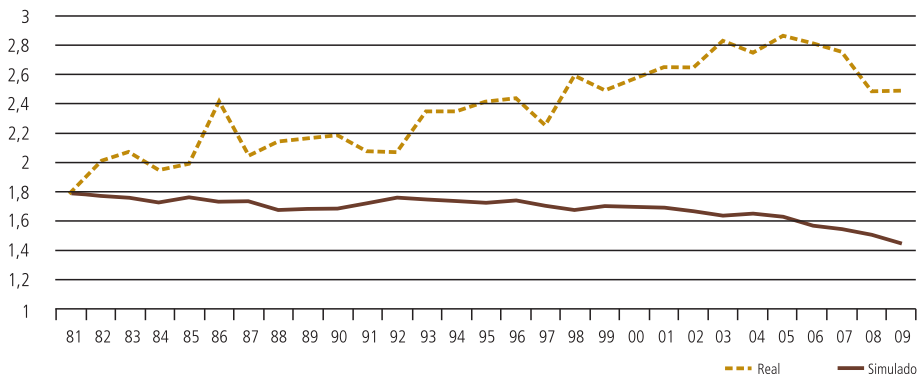
GRÁFICO 8

Diferenciais de salários simulados: intermediários/não qualificados

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

Finalmente, o gráfico 9 simula o que teria acontecido com o diferencial de salário entre os qualificados e os intermediários na ausência de choques de demanda. O gráfico mostra também que salários relativos teriam diminuído para uma relação de 1,4, em vez de crescer para 2,4, como observado nos dados. Estes resultados significam que os choques de demanda tiveram um impacto considerável sobre o comportamento dos salários relativos e sobre a repartição dos trabalhadores intermediários para diferentes tarefas.

GRÁFICO 9

Diferenciais de salários simulados: qualificados/intermediários

Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho desenvolveu um modelo teórico para lançar luz sobre a relação entre a demanda e a oferta de habilidades, a evolução dos diferenciais de salários e a alocação entre as tarefas dos trabalhadores com níveis de habilidade diferentes, usando dados brasileiros para simular o modelo. Os principais resultados indicam que houve um aumento na demanda por trabalhadores intermediários nas tarefas simples e dos trabalhadores qualificados nas tarefas complexas. As simulações de equilíbrio geral sugerem que a magnitude do choque de demanda é substancial e provoca alterações significativas nos salários relativos. Estas mudanças também causaram um aumento da parcela de trabalhadores intermediários nas tarefas simples, que, em equilíbrio, continuam a ganhar salários mais altos do que os trabalhadores não qualificados e o mesmo salário em ambas as tarefas.

O aumento na demanda por habilidades pode ter implicações importantes para os retornos à educação e as desigualdades de renda no Brasil. Pesquisas futuras devem lançar mais luz sobre as razões por trás da procura crescente por habilidades, incluindo fatores como a liberalização do comércio, o uso de computadores e a viabilidade de medidas do lado da oferta para compensar seus efeitos.

ABSTRACT

This article develops a competitive model that relates the relative wages and allocation to tasks of workers with different education levels to the demand and supply of skills, providing empirical evidence for the case of Brazil. The model assumes that all skilled workers perform complex tasks, unskilled workers perform simple tasks and semiskilled workers can do both. The distribution of semi-skilled workers across tasks is generated endogenously to maximize total output of the economy. We conduct an empirical simulation of the model for the Brazilian economy in the period 1981-2009. The results suggest that there has been a rise in the relative demand for skilled workers in complex tasks and for semiskilled workers in simple tasks. Absent these demand shocks, the relative wages of the semiskilled workers would have fallen by more and the relative wages of the skilled workers would have fallen instead of rising in Brazil over the last 30 years.

Keywords: education; wages; technology; Latin America; Brazil.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. Cross-country inequality trends. **Economic journal**, v. 113, p. 121-149, 2003.
- AUTOR, D. H.; LEVY, F.; MURNANE, J. The skill content of recent technological change: an empirical exploration. **Quarterly journal of economics**, v. 118, n. 4, 2003.
- GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N. A.; TERRA, C. Trade liberalization and earnings differentials in Brazil. **Journal of international economics**, v. 68, n. 2, p. 345-367, 2005.
- HARTOG, J. Over-education and earnings: where we are and where we should go. **Economics of education review**, v. 19, p. 131-147, 2000.

KATZ, L.; MURPHY, K. M. Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors. **Quarterly journal of economics**, v. 107, n. 1, 1992.

_____.; AUTOR, D. H. Changes in the wage structure and earnings inequality. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**, 1999. v. 3A.

MANACORDA, M.; SANCHES-PARAMO, C.; SCHADY, N. Changes in returns to education in Latin America: the role of demand and supply of skills. **Industrial and labor relations review**, v. 63, n. 2, 2010.

MURPHY, K. M.; RIDDELL, W. C.; ROMER, P. M. Wages, skills, and technology in the United States and Canada. In: HELPMAN, E. (Ed.). **General purpose technology and economic growth**. Cambridge: MIT Press, 1998.

REIS, M. Os impactos das mudanças na demanda por trabalho qualificado durante os anos noventa no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 60, n. 3, 2006a.

_____. Mudanças no desemprego e nos rendimentos do trabalho por nível de qualificação no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 36, n. 1, 2006b.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BEHRMAN, J.; BIRDSAL, N.; SZEKELY, M. **Economic reforms and wage differentials in Latin America**. Inter-American Development Bank, 2000 (Working Paper, n. 435).

BERMAN, E.; MACHIN, S. Skill-biased technology transfer around the world. **Oxford review of economic policy**, v. 16, n. 3, 2000.

BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the structure of wages in the 1980s: an evaluation of alternative explanations. **American economic review**, v. 82, 1992.

JOHNSON, G. Change in earnings inequality: the role of demand shifts. **Journal of economic perspectives**, v. 11, n. 2, 1997.

LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A.; SCHOR, A. The effects of trade liberalization on productivity growth in Brazil: competition or technology? **Revista brasileira de economia**, v. 64, n. 3, p. 277-289, 2005.

MURPHY, K. M.; WELCH, F. The structure of wages. **Quarterly journal of economics**, v. 107, n. 1, 1992.

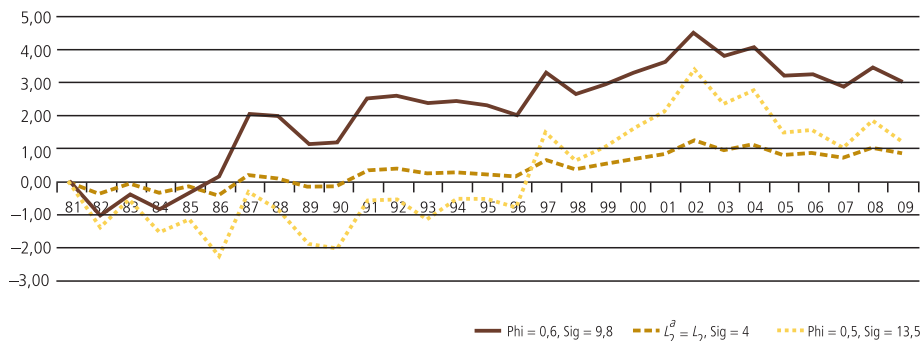
PAVCNIK, N. What explains skill upgrading in less developed countries. **Journal of development economics**, v. 71, p. 311-328, 2003.

(Original submetido em junho de 2009. Última versão recebida em julho de 2012.
Aprovado em outubro de 2012.)

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

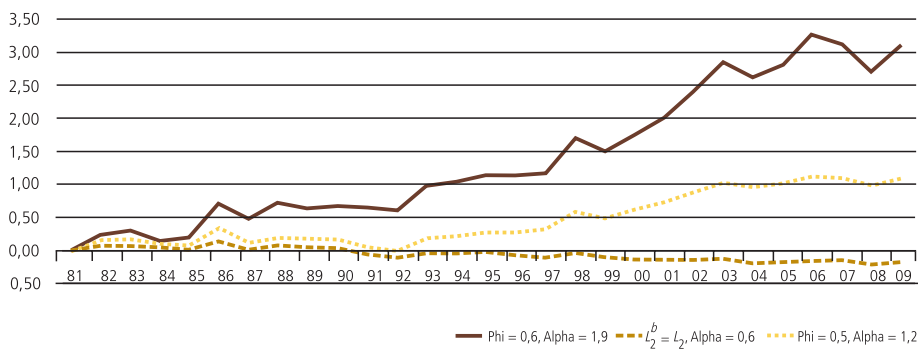
Demanda relativa por trabalhadores intermediários em tarefas simples: definição alternativa



Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2

Demanda relativa por trabalhadores qualificados em tarefas complexas: definição alternativa



Fonte: PNADs/IBGE. Elaboração dos autores.

MERCADOS E CONCENTRAÇÃO NO SETOR SUPLEMENTAR DE PLANOS E SEGUROS DE SAÚDE NO BRASIL*

Mônica Viegas Andrade**

Marina Moreira da Gama***

Ricardo Machado Ruiz****

Ana Carolina Maia*****

Bernardo Modenesi*****

Daniel Matos Tiburcio*****

Neste trabalho investiga-se a estrutura de mercado do setor de planos e seguros de saúde no Brasil, considerando a dimensão relacionada à concentração de ofertantes. Para analisar a concentração do mercado de planos de saúde, faz-se necessário delimitar o mercado relevante nas dimensões produto e geográfica. Utiliza-se aqui uma metodologia para definição de mercado geográfico de planos de saúde no Brasil baseada nos modelos gravitacionais. No Brasil, a utilização de uma metodologia alternativa à fronteira geopolítica como critério de definição da dimensão geográfica pode ser complementar, haja vista a heterogeneidade geopolítica e socioeconômica do país. Nesse sentido, propõe-se que a área de mercado seja definida através do fluxo de relações de troca (consumo). Esse fluxo de relações depende da oferta de serviços, da demanda potencial e da distância entre a oferta de serviços e o local de residência. A parametrização do modelo é realizada a partir das informações de utilização de serviços hospitalares na rede pública proveniente dos registros de autorização de internação hospitalar (AIH). A aplicação empírica é realizada para o Brasil utilizando os dados de registros das operadoras de planos de saúde e seguros-saúde disponibilizados pela ANS para junho de 2007 e para janeiro de 2010. Do ponto de vista empírico, os resultados encontrados neste trabalho evidenciam a presença de um mercado concentrado em algumas áreas, sendo os mercados de planos coletivos menos concentrados que os de planos individuais.

Palavras-chave: concentração; planos e seguros de saúde; mercado relevante; mercado geográfico.

* Este trabalho foi financiado pelo edital MCT/CNPq/ANS nº 046/2006. Os autores agradecem especialmente aos técnicos da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) que colaboraram disponibilizando os bancos de dados necessários, além de discutir e analisar os resultados encontrados em diversos momentos da análise. Especialmente agradecem a Samir Martins, que sempre incentivou os autores com o trabalho e facilitou todas as discussões junto à ANS. O trabalho se beneficiou da apresentação de seminários para a ANS, Secretaria de Acompanhamento Econômico (Seae), Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade) e Secretaria de Direito Econômico (SDE). Os autores agradecem particularmente a Thompson Andrade, que os ajudou com a definição dos grupos econômicos, e aos pareceristas, que certamente contribuíram para melhorar a qualidade do texto final.

** Bolsista em Produtividade e Pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e professora associada do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG). *E-mail:* mviegas@cedeplar.ufmg.br

*** Economista do Departamento de Cultura do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

**** Bolsista em Produtividade e Pesquisa do CNPq e professor associado do Cedeplar/Face/UFMG e conselheiro do Cade.

***** Professora adjunta da Universidade Federal de Alfenas (Unifal).

***** Pesquisador do Cedeplar/Face/UFMG.

1 INTRODUÇÃO

O cuidado com a saúde apresenta uma natureza distinta dos demais serviços com particularidades que tornam a estrutura de mercado diferente das demais. A relação direta entre concorrência e bem-estar social nem sempre é alcançada.¹ Pelo menos três características são importantes para o entendimento da dinâmica da concorrência nesses mercados: a natureza heterogênea dos serviços de saúde decorrente da diferenciação; a importância da localidade na determinação da demanda e oferta (*non-tradables*) e a presença de preferências heterogêneas dos consumidores.

A literatura econômica aponta resultados ambíguos, em termos de bem-estar social, da estrutura de mercado concorrencial em um ambiente de produto diferenciado. No contexto de competição por preço e qualidade a concorrência pode determinar tanto equilíbrios com qualidade subótima, como equilíbrios com excesso de variabilidade de qualidade (Gaynor, 2006). No caso do preço ser fixado por regulação a concorrência pode levar à excessiva diferenciação do produto.

Ademais, no mercado de assistência à saúde é preponderante a presença do agente segurador que intermedia a relação financeira entre consumidores e provedores. Esta característica, associada à assimetria informacional, resulta em arranjos que podem alterar os incentivos dos consumidores e provedores, de forma que a competição pode ter outras implicações que afetam o bem-estar social.

No mercado de seguro-saúde a assimetria informacional entre os agentes resulta em problemas de risco moral, seleção adversa e problemas de agência. O risco moral ocorre na presença de seguros, pois os consumidores tendem a sobreutilizar os serviços em situações em que o custo marginal do produto demandado é zero ou próximo de zero. Na ausência de mecanismos de divisão de custos, uma estrutura de mercado concentrada pode aumentar o bem-estar social uma vez que reduz a quantidade consumida e, portanto, o risco moral. A seleção adversa ocorre no mercado de seguros quando a seguradora não pode ajustar o prêmio ao risco individual, seja por falta de informação, seja por algum impedimento regulatório. Em mercados onde a identidade do consumidor importa para a determinação dos custos, a ampliação da concorrência pode ter efeitos negativos. Embora a livre alocação dos indivíduos entre diferentes planos incentive a provisão eficiente, na presença de seleção adversa as firmas têm interesse em concorrer pelos indivíduos de baixo risco. Desse modo, os resultados da concorrência podem ser subótimos. Em casos extremos, a seleção adversa pode resultar na exclusão de mercados para determinados tipos de risco (Rothschild e Stiglitz, 1976; Wilson, 2003; Cutler e Zeckhauser, 2001).

Do ponto de vista empírico, observa-se nas duas últimas décadas nos mercados de cuidado da saúde e de seguros-saúde elevado grau de dinamismo em sua

1. Esta seção está baseada em Gaynor e Vogt (2001).

estrutura com tendência à consolidação horizontal e vertical dos provedores. Essa consolidação em parte se justifica pela presença de economias de escala e escopo (Given, 1996; Wholey *et al.*, 1996; Cuellar e Gertler, 2006; Gaynor e Vogt, 2001). Além disso, firmas grandes podem também se beneficiar de preços inferiores junto aos provedores e firmas pequenas apresentam um risco catastrófico maior. Em relação à integração vertical, esta reduz os custos de transação entre seguradoras e provedores e pode promover a reestruturação dos ofertantes de serviços médico-hospitalares. Alguns estudos apontam também a associação entre tamanho das operadoras e qualidade do cuidado como uma explicação para as fusões.

Embora existam evidências empíricas e teóricas a sugerir que a consolidação do mercado de seguros-saúde possa ser eficiente, em um ambiente de integração horizontal e vertical cabe sempre uma preocupação com o poder de monopólio e de fechamento de mercado (o *foreclosure*). Seguradoras com alta participação no mercado têm elevado poder de barganha junto aos médicos e hospitais, sobretudo na presença de barreiras à entrada. A concentração do setor de planos e seguros de saúde é uma preocupação constante dos órgãos de defesa da concorrência. Além disso, dada a importância dos bens e serviços de saúde para o bem-estar individual e social, mesmo em um ambiente onde coexiste o financiamento público e o privado desses bens e serviços, é fundamental que órgãos públicos monitorem a estrutura de concorrência desse setor e os possíveis impactos no bem-estar social.

Neste trabalho investiga-se a estrutura de mercado do setor de planos e seguros de saúde no Brasil considerando a dimensão relacionada à concentração de ofertantes. Para analisar a concentração do mercado de planos de saúde, faz-se necessário delimitar o mercado relevante nas dimensões produto e geográfica. Para a delimitação do mercado relevante de planos de saúde no Brasil na dimensão geográfica, propõe-se uma metodologia baseada nos modelos gravitacionais (Armington, 1969; Anderson, 1979). A metodologia tradicional usualmente utiliza a fronteira geopolítica para determinar o mercado de bens e serviços de saúde.

No Brasil, a análise da estrutura do mercado de planos e seguros de saúde tem sido realizada pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) considerando ou a divisão territorial por Unidades da Federação (UFs) ou a definição das áreas metropolitanas (ANS, 2008). A proposição de uma metodologia alternativa à fronteira geopolítica como critério de definição da dimensão geográfica pode ser interessante, haja vista a heterogeneidade geopolítica e socioeconômica do país. Na literatura internacional as evidências de estudos se restringem ao mercado de planos e seguros de saúde americano as quais têm sido apresentadas pela Associação Médica Americana – American Medical Association (AMA) – que também utiliza a fronteira geopolítica para definir o mercado geográfico (AMA, 2007; Robinson, 2004; Hyman e Kovacic, 2004; Dafny, 2008).

O método proposto neste trabalho pressupõe que os serviços de saúde apresentam características locais tanto no consumo quanto na produção sendo, portanto, a área de mercado definida a partir do fluxo de relações de troca estabelecido nessa localidade (Garnick *et al.*, 1987). Esse fluxo de relações depende da oferta de serviços, da demanda potencial e das variáveis de atrito que podem facilitar e/ou dificultar esses fluxos (mobilidade local de consumidores). O consumo de bens e serviços de saúde ocorre necessariamente mediante a interação local realizada no ato do recebimento (compra) do tratamento pelo paciente (consumidor). O pressuposto da natureza local das relações de troca estabelecidas no mercado de cuidados com a saúde se estende para o mercado de planos e seguros de saúde na medida em que estes são uma intermediação financeira para realização desses serviços.

A atuação de uma operadora de planos de saúde está condicionada à organização de uma rede de serviços local que atenderá determinada população específica. Os indivíduos compram planos de saúde observando a rede de serviços associada a cada operadora/seguradora. Nesse sentido, uma operadora de planos de saúde só compete com outra operadora se estas apresentarem uma rede de serviços locais organizada. O modelo gravitacional já foi utilizado na saúde principalmente para predição do fluxo de pacientes aos hospitais. Esses modelos foram amplamente utilizados na década de 1970 e mais recentemente uma aplicação foi realizada por Lowe e Sen (1996) para analisar os impactos de reformas do sistema de saúde no fluxo e no acesso aos serviços hospitalares.

A parametrização do modelo é realizada a partir das informações de utilização de serviços hospitalares na rede pública proveniente dos registros de autorização de internação hospitalar (AIH). A aplicação empírica é realizada para o Brasil utilizando os dados de registros das operadoras de planos e seguros de saúde disponibilizados pela ANS para junho de 2007 e para janeiro de 2010. Uma vez definidos os mercados relevantes, são calculados os índices usuais de concentração para os respectivos mercados e realizada a análise descritiva das principais operadoras. Além disso, são caracterizados os mercados concentrados e os desconcentrados buscando-se um melhor entendimento da estrutura de mercado do setor no Brasil.

O artigo está organizado em mais quatro seções além desta introdução e das considerações finais. A próxima seção apresenta as principais características do sistema de saúde brasileiro no que tange à interação público-privado e à análise da estrutura de concorrência do setor de planos e seguros de assistência à saúde. A terceira seção apresenta a definição geral de mercado relevante e a proposta metodológica para definição de mercado relevante no mercado de planos de saúde e seguros-saúde no Brasil. A quarta seção descreve o exercício empírico no qual se implementa a metodologia proposta utilizando-se os dados disponibilizados pela ANS para os anos de 2007 e 2010, além do cálculo dos indicadores Elzinga-Hogarty (E-H). A quinta seção apresenta os resultados.

2 O MERCADO BRASILEIRO DE PLANOS DE SAÚDE

Nesta seção realiza-se uma breve caracterização do mercado de planos de saúde e seguros-saúde no Brasil enfatizando as características concernentes à delimitação do mercado. O sistema de saúde brasileiro é caracterizado como um sistema misto, no qual os setores público e privado atuam no provimento e no financiamento dos bens e serviços de saúde.

A Constituição Federal de 1988 garante acesso aos serviços de saúde como um direito universal e igualitário de todos os cidadãos, mas permite a coexistência ao sistema público de saúde, de um sistema de saúde suplementar. A participação do setor privado se dá de forma generalizada: além de um sistema de saúde suplementar, parte dos serviços financiados pelo setor público é ofertada por instituições privadas (75% dos leitos, 83% das clínicas médico-ambulatoriais e 40% das unidades de complementação diagnóstica e terapêutica) (Viacava e Bahia, 1996 *apud* Reis, 2000).

O setor de planos e seguros privados cobre cerca de 25% da população, sendo aproximadamente um terço com plano de saúde de instituição de assistência de servidor público e os outros dois terços se dividem entre planos de adesão coletiva e planos de adesão individual.² Apenas estes dois últimos são objeto da regulamentação do setor suplementar.

O setor de planos e seguros de saúde no Brasil foi regulamentado em 1998. O marco legal da regulação é constituído pela Lei nº 9.656/1998 e a Medida Provisória (MP) nº 1.665. Esta MP foi republicada várias vezes e atualmente leva o nº 2.177-44. Além destas, também faz parte do marco legal do setor, a Lei nº 9.961 que criou a ANS e lhe deu as atribuições de regulação. Basicamente, a regulação brasileira estabelece critérios de entrada, funcionamento e saída das operadoras de planos e seguros de saúde, discrimina os padrões de cobertura e assistência; define poderes ao Executivo federal de regular a atividade econômica e de assistência prestada pelas operadoras, assim como poderes de fiscalização das normas vigentes no setor. Com a criação da ANS todos os contratos de planos e seguros de saúde pós-regulamentação passaram a ser obrigatoriamente registrados na agência e estão em conformidade com as normas de assistência previstas na regulamentação.

Os planos de saúde regulamentados pela ANS podem ser categorizados segundo algumas dimensões que refletem as características do produto comercializado:

- 1) Segmentação assistencial: a segmentação do plano decorre da combinação da cobertura assistencial do plano de saúde.³ As operadoras podem oferecer

2. Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

3. A cobertura assistencial é o conjunto de direitos-tratamentos, serviços e procedimentos médicos, hospitalares e odontológicos adquirido pelo beneficiário a partir da contratação do plano.

os seguintes tipos de cobertura: ambulatorial, hospitalar, obstetrícia e odontológica, sendo que, de acordo com a legislação, as operadoras de planos e seguros de saúde podem ofertar qualquer uma das segmentações, ou ainda combinações destas, mas é de oferta obrigatória o plano de referência que contém o modelo mínimo de cobertura a ser ofertado pelas prestadoras.⁴

- 2) Época de contratação do plano: planos novos, cujos contratos foram celebrados na vigência da Lei nº 9.656/1998, devem ter registro na ANS e estão totalmente sujeitos à nova legislação; e planos antigos, cujos contratos foram celebrados antes da vigência da Lei nº 9.656/1998.
- 3) Tipo de contratação do plano: individual/familiar e coletivo empresarial e ou por adesão.⁵
- 4) Abrangência geográfica: diz respeito à abrangência da cobertura, pode ser municipal, conjunto de municípios, estadual, conjunto de estados ou abrangência nacional.

As diferenças nas características dos planos comercializados se refletem, no caso da segmentação assistencial, em diferentes produtos quanto ao rol de procedimentos cobertos. A época de contratação do plano determina, em última instância, o poder de regulamentação da agência sobre esses planos. Aos consumidores foi facultada a adaptação ou não do contrato à lei vigente, podendo permanecer no contrato anterior por prazo indeterminado. O tipo de contratação do plano pode resultar em produtos diferenciados na medida em que esses planos, em geral, têm diferentes sistemas de precificação do prêmio de risco.

A oferta de planos de saúde é feita através das operadoras, que são as empresas autorizadas mediante cadastramento na ANS a ofertar planos de saúde ou seguros-saúde. Em dezembro de 2009, segundo a ANS, 1.501 operadoras apresentavam registro ativo no Brasil. As operadoras são organizadas conforme seu estatuto jurídico e se diferenciam na forma de acesso, sistema de pagamento e também nos bene-

4. Cobertura ambulatorial compreende consultas médicas em clínicas básicas e especializadas; cobertura dos serviços de apoio diagnóstico, tratamentos e demais procedimentos ambulatoriais. Cobertura hospitalar compreende a cobertura de internações hospitalares, admitindo-se a exclusão dos procedimentos obstétricos; cobertura de internações hospitalares em centros de terapia intensiva, ou similar; cobertura de despesas referentes a honorários médicos, serviços gerais de enfermagem e alimentação; cobertura de exames complementares indispensáveis para o controle da evolução da doença e elucidação diagnóstica, fornecimento de medicamentos, anestésicos, gases medicinais, transfusões e sessões de quimioterapia e radioterapia, conforme prescrição do médico assistente, realizados ou ministrados durante o período de internação hospitalar; cobertura de toda e qualquer taxa, incluindo materiais utilizados, assim como da remoção do paciente para outro estabelecimento hospitalar; cobertura de despesas de acompanhante, no caso de pacientes menores de dezoito anos. A cobertura odontológica abrange consultas e exames auxiliares ou complementares; cobertura de procedimentos preventivos, de dentística e endodontia; cobertura de cirurgias orais menores, assim consideradas as realizadas em ambiente ambulatorial e sem anestesia geral.

5. O plano individual/familiar é contratado por pessoas físicas, onde a contraprestação pecuniária é integralmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora. O plano coletivo é contratado por pessoa jurídica. A contraprestação pecuniária é total ou parcialmente paga pelo beneficiário, diretamente à operadora, dependendo se o plano é com ou sem patrocinador.

fícios ofertados. As modalidades são: medicina de grupo, cooperativa médica (ou odontológica), autogestão, seguradora especializada, filantropia e administradoras.

3 METODOLOGIA DE DEFINIÇÃO DE MERCADO RELEVANTE

Para definir o grau de concentração de um mercado faz-se necessário inicialmente delimitar o mercado relevante. O mercado relevante é definido como o menor espaço econômico no qual o poder de mercado é possível de ser exercido por uma firma atuando de forma isolada ou grupo de empresas agindo de forma coordenada, durante certo período de tempo (Hovenkamp, 1994; Scherer e Ross, 1990; Carlton e Perloff, 2000). A definição de mercado relevante envolve a análise da substituíbilidade do produto, tanto do ponto de vista do consumidor (demanda) quanto das empresas (oferta), em face de um aumento de preço preestabelecido.

A substituíbilidade da demanda considera a permuta entre produtos do ponto de vista do consumidor e pode ser, teoricamente, mensurada pela elasticidade-preço e elasticidade-preço-cruzada da demanda (dimensão produto); pelos custos e facilidade de acesso por parte dos concorrentes a uma determinada área geográfica (dimensão geográfica); e pelo lapso de tempo considerado (dimensão temporal). A substituíbilidade da oferta analisa a inclusão dos ofertantes potenciais desse produto anteriormente definido pelo lado da demanda. Os ofertantes potenciais são aqueles que podem ofertá-lo com relativa facilidade, isto é, a baixo custo adicional e prazo relativamente curto, por já disporem de capacidade produtiva instalada, que pode ser remanejada para a produção do produto em questão. São os chamados *uncommitted entrants*, na terminologia do *Horizontal Merger Guidelines* (1997), porque sua entrada no mercado não requer investimentos significativos em custos irre recuperáveis (*sunk costs*).⁶

No caso específico do mercado de serviços de saúde e por consequência do mercado de planos e seguros de saúde a definição de mercado relevante a partir da análise do comportamento da demanda diante de variações de preços como preconizado pelos *Guidelines* é de difícil implementação. O Teste do Monopolista Hipotético e o Teste de Perda Crítica pressupõem observação do comportamento dos consumidores diante de variações de preços para definir tanto o grau de substituíbilidade entre produtos (dimensão produto) como também o deslocamento que os consumidores estão dispostos a realizar para buscar produtos similares de outros ofertantes. No mercado de saúde a presença da intermediação financeira como mecanismo de viabilização do consumo da maioria dos bens e serviços de

6. Segundo o Guia ... (2001, p. 10): "Em casos específicos poderão ser considerados como participantes do mercado os produtores potenciais de curto prazo, isto é, empresas que não produzem atualmente, mas que podem passar a produzir em resposta a um 'pequeno, porém significativo e não transitório aumento' dos preços, em um período não superior a dois anos e sem a necessidade de incorrer em custos significativos de entrada ou de saída". O problema novamente recai na definição do lapso de tempo para que a substituição do produto seja feita. O guia brasileiro adota o período de dois anos, mas não há um consenso sobre este lapso temporal.

saúde impossibilita a construção direta desses testes uma vez que o financiamento dos serviços e planos de saúde é realizado, em grande parte, por um terceiro pagador (segurador ou empregador) e não pelos consumidores diretos. A presença do terceiro pagador determina que as transações de preços sejam observadas em pequeno número uma vez que são realizadas através de contratos bilaterais celebrados entre operadoras de planos de saúde e provedores de serviços (Sheffman, Coate e Silvia, 2003). Para os planos de saúde, a compra é realizada através de contratos, existindo, portanto, custos de transação que dificultam a migração entre planos pelos consumidores, resultando em relativa rigidez.

Desde os anos 2000, quando o mercado de planos passou a ser regulado, esses custos de transação têm sido minorados com alguns dispositivos legais como, por exemplo, a portabilidade de carências e a portabilidade geográfica. Além disso, no Brasil, a cobertura contratual e o reajuste de preços de planos de saúde é regulado pela ANS. No caso em análise, maior atenção será dada à substituíbilidade da demanda, já que a substituíbilidade da oferta de planos de saúde depende, sobretudo, de medidas legais. A possibilidade de uma operadora ofertar um plano diferente na sua área de atuação depende de aprovação da ANS, que verificará, segundo as prerrogativas legais, as suas condições técnicas e financeiras. Por outro lado, a possibilidade de uma operadora ofertar um plano, já existente ou não, em área diferente da que atua, depende da criação de uma rede credenciada, o que sem dúvida é uma barreira à entrada nesse mercado.⁷

3.1 A dimensão produto

A definição de mercado relevante para planos de saúde e seguros-saúde é ainda incipiente na literatura de economia da saúde. O principal trabalho oficial sobre a estrutura de mercados em planos e seguros de saúde nos Estados Unidos é o relatório anual da AMA, mas existem também alguns estudos sobre concentração e competitividade específicos deste mercado (Robinson, 2004; Hyman e Kovacic, 2004; Dafny, 2008). No Brasil, o tema ganhou maior fôlego recentemente com a criação do Sistema de Defesa da Concorrência e com os trabalhos de Duclos (2006) e Santos (2008).⁸

A definição de mercado relevante na dimensão produto requer a análise da substituíbilidade da demanda e da oferta. No caso do mercado de planos e seguros de saúde, principalmente após a introdução do *Managed Care*, existe uma diversidade grande de tipos de contratos possíveis e não há evidências empíricas robustas

7. Segundo Santos (2008), o acesso aos prestadores de serviços de saúde dependerá das características do futuro local de atuação (sobretudo da sua densidade populacional e da sua renda *per capita*), e das características da operadora (pequeno ou grande porte). O grau de dificuldade de acesso pode ser diferente dependendo da relação prévia entre a operadora e os prestadores de serviços na nova região de atuação, aumentando se esta relação for pequena. Segundo o autor, relatando uma entrevista com as operadoras, o tempo médio de contratação de novos prestadores pode variar de 30 a 365 dias, embora não se possa estimar o custo de credenciamento de uma rede sem a definição da região de atuação e o prévio conhecimento da inexistência de unimilitância (acordo de exclusividade) entre operadora incumbente e médicos locais.

8. Alguns comentários sobre a estrutura do mercado de planos e seguros de saúde no Brasil já haviam sido feitos por Derengowsky (2004).

sobre a substituíbilidade desses contratos/seguros. No Brasil, cerca de 55% dos planos de saúde são caracterizados como de adesão coletiva. Como os contratos de adesão coletiva e adesão individual são adquiridos em ambientes distintos, é razoável supor que não existe substituíbilidade entre os mesmos. No contrato individual a demanda do plano de saúde ocorre em um ambiente onde o indivíduo é quem define a operadora e o contrato a ser adquirido. O espaço de escolha do consumidor, dependendo da sua restrição orçamentária, pode ser toda a oferta de planos e seguros de saúde de sua localidade. No contrato coletivo, a demanda está condicionada a uma decisão da pessoa jurídica contratante. Os contratantes decidem o espaço de escolha dos consumidores/empregados, uma vez que esse contrato em geral é definido em duas etapas.

Na primeira etapa o contratante intermedia com as operadoras que lhe interessam quais serão os contratos ofertados para os empregados e, na segunda etapa, os empregados realizam a sua escolha. No Brasil não existem informações disponíveis sobre as escolhas dos contratantes jurídicos. As informações disponíveis só permitem identificar a demanda final realizada pelos consumidores/empregados.

Nesse contexto da realidade brasileira, propõe-se a separação dos mercados segundo o tipo de relação contratual para definir a dimensão produto do mercado relevante. Essa desagregação também é proposta por Santos (2008). Desse modo analisam-se os planos individuais e coletivos em mercados separados. Aqui pressupõe-se que os planos de saúde ofertados nessas duas modalidades de contrato são diferentes. Um indivíduo que decide comprar um plano não tem como alternativa de escolha os contratos que são ofertados para empresas. Em relação aos planos coletivos cabe enfatizar que foram excluídas todas as operadoras classificadas na modalidade de autogestão uma vez que esse plano em geral é ofertado apenas para os empregados da própria empresa ofertante do plano, ou seja, outro empregador não pode contratar esse plano para seus empregados. Em janeiro 2010, as operadoras na modalidade de autogestão apresentavam uma participação de 4,4% do mercado em termos de beneficiários considerando os planos pós-regulamentação (novos).

Um segundo critério importante no caso brasileiro na definição da dimensão produto está relacionado ao escopo dos serviços ofertados (cobertura assistencial). No Brasil, após a regulamentação do setor, existem planos médicos, planos odontológicos e planos que oferecem um escopo mais amplo, incluindo os dois tipos de cuidado. Esses dois tipos de cuidado (planos médicos e planos exclusivamente odontológicos) não apresentam substituíbilidade nem pela demanda nem pela oferta. Como afirma Santos (2008), além de estes cuidados serem distintos em relação a fatores como menor complexidade de custos e menor sensibilidade de preço em relação ao perfil etário de beneficiários, eles podem ser ofertados por operadoras exclusivamente odontológicas, que não são obrigadas a oferecer os planos médicos na regulamentação. Nesse sentido, esses dois tipos de planos devem ser

tratados separadamente. Nesse trabalho foram excluídos os planos exclusivamente odontológicos, os quais, segundo os dados da ANS, oferecem cobertura para 20% dos beneficiários de planos de saúde no Brasil em 2010.

Cabe ainda mencionar que coexistem no mercado brasileiro planos adquiridos após a regulamentação, denominados planos novos, e planos anteriores à regulamentação, denominados antigos. Os planos antigos não se adequaram às normas da regulamentação e, portanto, são mais heterogêneos tanto em relação ao escopo dos serviços ofertados como em relação às regras de reajuste de preços. Embora todas as operadoras de planos e seguros de saúde tenham a obrigação de realizar registro do plano na ANS, independente de o plano estar vigente antes ou após a implementação da Lei nº 9.656, as informações sobre os planos novos são mais fidedignas, uma vez que os registros da ANS estão organizados de acordo com os parâmetros estabelecidos na regulamentação. Neste trabalho foram considerados apenas os contratos de planos e seguros de saúde realizados após a implementação da Lei nº 9.656 que hoje compreendem a maioria dos beneficiários.

3.2 A dimensão geográfica

O mercado relevante geográfico de planos e seguros de saúde tem uma dimensão local na medida em que se configura a partir da interação entre a oferta e a demanda de serviços médicos (Garnick *et al.*, 1987; Werden, 1989; Robinson, 2004; Hyman e Kovacic, 2004; Dafny, 2008). Especificamente, os indivíduos têm preferências por demandar cuidados de saúde, principalmente os de atenção primária e média complexidade, sem incorrer em elevados custos de acesso em termos de deslocamento e tempo (Garnick *et al.*, 1987; Werden, 1989). Essa mesma racionalidade é percebida para a compra de planos e seguros de saúde quando os indivíduos observam a rede de serviços credenciada para determinar a escolha do plano. As operadoras de planos de saúde realizam a intermediação financeira propiciando o acesso aos serviços de saúde para uma população específica. Para tanto, é necessário a definição de uma rede de provedores local que atenda essa população (Kopit, 2004). Segundo relatório da AMA (2007) e Santos (2008) os indivíduos utilizam os serviços básicos de saúde oferecidos pelos seus planos ou seguros, nas proximidades de seu local de trabalho e/ou de sua residência.^{9, 10}

Os mercados de planos e seguros de saúde são definidos como locais (Robinson, 2004; Hyman e Kovacic, 2004; Dafny, 2008), geralmente com base na delimitação

9. "After determination of the relevant product market, the second element in market definition is a determination of the geographic area where the market participants operate. The "geographic market" is the area to which consumers can practically turn for alternative products if a competitor increases price. The realities of the delivery of health care, as well as the marketing and other business practices of health insurers, lead to a conclusion that health insurance markets are local. From the standpoint of the market for health insurance, most sellers (insurers) market locally, for the obvious reason that purchasers (employers) are interested in purchasing health insurance products that will service their employees in proximity to where they work and live" (AMA, 2007, p. 2).

10. Ver, também, Robinson (2004), Hyman e Kovacic (2004) e Dafny (2008).

geopolítica (AMA, 2007) considerando estados ou áreas metropolitanas¹¹ (Robinson, 2004; Hyman e Kovacic, 2004; Dafny, 2008). A utilização de uma metodologia alternativa à fronteira geopolítica para delimitação do mercado relevante na dimensão geográfica pode ser complementar, sobretudo no Brasil, haja vista a heterogeneidade geográfica e socioeconômica das diferentes regiões e a ausência de uma regulação relevante em determinadas escalas, tais como a municipal.

Diferentemente da delimitação de mercados relevantes geográficos de hospitais, que foi amplamente discutida em trabalhos teóricos e empíricos (Duclos, 2006), o mercado de planos e seguros de saúde padece sem consenso. Afora a necessidade de delimitação local, poucos trabalhos explicitam como fazê-la.

Na literatura nacional, o trabalho de Santos (2008) enuncia quatro conjuntos de variáveis que afetam a delimitação do mercado relevante, na medida em que contribuem para a propensão do consumidor em procurar serviço médico em outra localidade: *i*) busca de serviços de alta complexidade; *ii*) busca de outros serviços; *iii*) tempo; e *iv*) urgência. Ademais, o poder aquisitivo e a densidade demográfica tendem a interferir na determinação do “raio de atuação” das instituições prestadoras de serviços de saúde. Segundo Santos (2008) os beneficiários de planos de saúde estão dispostos a se deslocar de 30 a 40 minutos o que representa um deslocamento de aproximadamente 20 a 30 quilômetros.

No Brasil a ANS, para o cálculo das concentrações de mercado para a saúde suplementar, adotou como critério da definição de mercado relevante a divisão geopolítica das UFs (ANS, 2008). A AMA estadunidense, além da divisão estadual, divide o mercado relevante nas áreas metropolitanas oficiais definidas pelo censo americano (AMA, 2007).

3.3 Metodologia baseada em modelos gravitacionais

Neste trabalho propõe-se uma metodologia para a delimitação do mercado relevante na dimensão geográfica baseada nos modelos gravitacionais. O uso dos modelos gravitacionais em saúde não é recente. Diversos trabalhos utilizam os modelos gravitacionais na área de planejamento em saúde, sobretudo para analisar o fluxo de pacientes entre hospitais ou regiões (McGuirk e Porell, 1984; Werden, 1989; Dranove e Shanley, 1990; Garnick *et al.*, 1987; Burns e Wholey, 1992; Lowe e Sen, 1996; Fabbri e Fiorentini, 1996; Ugolini e Fabbri, 1998; Fabbri, 1998; Congdon, 2001; Abraham, Gaynor e Vogt, 2003).

O modelo gravitacional importado da física pelos economistas é referência básica para modelos de polarização. Esse modelo se baseia na Teoria da Gravitação Universal de Isaac Newton (1643-1727), que afirma que a força de atração entre

11. “(...) an entire state is not a relevant geographic market” (Hyman e Kovacic, 2004) ou “the markets are sometimes defined by state boundaries, but more commonly by metropolitan areas” (Dafny, 2008).

dois pontos (F_{ij}) é diretamente proporcional ao produto de suas massas (M_i e M_j) e em uma proporção inversa ao quadrado da distância que os separa (D_{ij}^2), dada uma constante universal (G). O modelo original inspirou inúmeros estudos regionais e urbanos durante décadas, sendo os mais populares os modelos de Von Thünen (1966) e Alonso (1964) e mais recentemente os modelos centro-periferia de Fujita, Krugman e Venables (1990). Uma das vantagens do modelo gravitacional é que este permite mimetizar fluxos de bens, pessoas, tecnologias, ativos financeiros, renda e riquezas, em geral, prescindindo de um grande volume de informações.

O método parte do pressuposto de que os serviços de saúde, inclusive planos de saúde e seguros-saúde, apresentam características locais tanto no consumo quanto na produção e busca captar o grau de integração entre as regiões o qual é mensurado pelo fluxo de bens e serviços entre as mesmas. Se duas regiões possuem grande fluxo de bens e serviços, elas são altamente integradas e, portanto, estão no mesmo mercado relevante. A definição das áreas de mercado segue o fluxo de relações de troca observado, o qual depende da oferta de serviços, da demanda potencial, e das variáveis de atrito que podem facilitar ou dificultar esses fluxos.

Os fluxos são captados por meio de “equações de gravidade” que visam explicar o comércio através de variáveis como a proximidade geográfica, o tamanho econômico, ou os níveis de renda das regiões. No caso dos serviços médicos, o fluxo está relacionado à possibilidade de os pacientes efetivos ou potenciais se deslocarem em busca da prestação desse serviço. A hipótese central desse tipo de modelagem é que todos os pontos de oferta de serviços estão abertos e que o fluxo de serviços entre eles é proporcional ao estoque de oferta e de demanda. Assim, a proximidade entre as massas de oferta e demanda de serviços médico-hospitalares tende a amplificar a interdependência regional formando redes de serviços urbanas ou regionais integradas e hierarquizadas. Avalia-se que tal estratégia de identificação de redes de serviços é particularmente relevante para os serviços médicos, no qual existe a necessidade de colocalização espacial das ofertas e das demandas, com remota – ou mesmo nula – possibilidade de “exportações”, ou seja, uma “prestação de serviços à distância”.

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

Esta seção trata da implementação da metodologia proposta para definição de mercado relevante no setor de planos e seguros de saúde no Brasil. Apresentam-se a operacionalização e a parametrização. Além da simulação, calculam-se os indicadores E-H comparando os resultados obtidos com as duas metodologias.

4.1 Bases de dados

A implementação empírica do método proposto para o caso brasileiro utiliza seis bases de dados oriundas de quatro fontes: 1) Sistema de Informações Hospitalares

(SIH), banco de dados administrativo disponibilizado pelo Datasus para o ano de 2006; *ii*) Pesquisa da Assistência Médica Sanitária (AMS) realizada pelo IBGE para 2002-2003; *iii*) *Atlas do desenvolvimento humano* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD); e *iv*) Bases de dados disponibilizadas pela ANS para os anos de junho de 2007 e janeiro de 2010 incluindo informações do Sistema de Informações de Beneficiários (SIB).

4.2 Operacionalização e parametrização do método

Para definir o mercado relevante dos planos e seguros de saúde na dimensão geográfica o primeiro passo consiste da estimação das forças de polarização entre as regiões. Neste trabalho utiliza-se como menor unidade espacial possível para constituir um mercado o município e, desse modo, as forças de polarização são calculadas para todos os municípios.¹² Baseado na equação definida nos modelos gravitacionais, a polarização exercida pelo município j sobre o município i é dada por:

$$F_{ij} = \frac{D_i S_j}{d_{ij}^n} \quad (1)$$

onde D_i é a demanda potencial de serviços do município i ; S_j é a oferta potencial de serviços existente em j ; d_{ij} é a distância entre os municípios i e j ; e n é um coeficiente de atrito associado à distância, ou seja, um indicador da propensão ao deslocamento por unidade de distância. Essa definição de polarização gera uma matriz de forças assimétrica uma vez que a oferta e a demanda de serviços de saúde são específicas de cada município, de modo que a polarização exercida pelo município i ao município j deve ser diferente da polarização exercida pelo município j ao município i .

A fim de definir os mercados geográficos das operadoras de planos de saúde, são analisadas as forças de polarização considerando-se como centróides os 126 municípios com oferta de leitos superior a quinhentos leitos.¹³ Pressupõe-se aqui que a polarização está associada à massa de serviços médicos, mensurada pela oferta de leitos hospitalares. A partir desse critério foram obtidos 126 municípios.

A demanda potencial de serviços de saúde é mensurada através do produto da população e renda *per capita* captando a relação direta entre tamanho da população, poder econômico e demanda por serviços médicos. O tamanho populacional é o

12. A Lei nº 9.656 só permite oferta de contratos de planos de saúde contemplando cobertura em área no mínimo correspondente a um município.

13. A lista dos 126 municípios pode ser requerida aos autores. O exercício foi realizado utilizando diversas escalas de leitos para a definição dos municípios centróides. Quanto maior é o número de leitos arbitrado para definir os centróides, menor será o número de mercados a serem definidos. Desse modo, optou-se por quinhentos leitos considerando uma escala mínima necessária para a realização de serviços hospitalares dentro de uma localidade.

principal parâmetro utilizado em qualquer sistema de alocação de recursos em saúde (Car-Hill *et al.*, 1994).¹⁴ A multiplicação da população pela renda busca também captar as diferenças em termos da facilidade de deslocamento. Municípios com o mesmo tamanho de população, mas com rendas diferentes, possuem diferente demanda de serviços médicos de outra região, já que estes indivíduos têm capacidades distintas de deslocamento. Por outro lado, dado que os serviços de saúde são caracterizados como bens/serviços normais, municípios com nível de renda mais elevado devem apresentar maior demanda por serviços de saúde (Cameron *et al.*, 1988).

A oferta de serviços de saúde é aproximada pelo número de leitos. Na literatura de economia da saúde é consensual o uso da variável leito como *proxy* de oferta de serviços médicos, qualquer outro indicador de oferta de serviços médicos apresenta elevada correlação com o indicador de leitos. A distância entre os municípios é aproximada pela distância euclidiana somada de 5 quilômetros (distância de deslocamento intraurbana). O coeficiente de atrito é estimado através de um modelo de regressão que tem como variável dependente os fluxos de internações de média complexidade intermunicipais observados no Sistema Único de Saúde (SUS).¹⁵

A fim de contemplar o princípio de que a demanda por serviços médicos é uma demanda local, considerou-se a restrição de um raio máximo de deslocamento. Esse raio foi parametrizado através do cálculo do deslocamento médio realizado pelos residentes de cada UF para a realização de internações de média complexidade que foram encaminhados para outro município no SUS.¹⁶ As internações de média complexidade compreendem o cuidado hospitalar que deve ser ofertado na localidade de residência dos indivíduos, sem exigir um deslocamento muito grande para sua realização.¹⁷

A definição dos mercados relevantes é realizada através da análise das forças de polarização. Em princípio, seria possível ter 126 mercados se cada centróide definisse um mercado, entretanto, se o município centróide não é a primeira força de polarização dele mesmo este não define um mercado relevante. No caso de o município centróide ser polarizado por ele mesmo em primeiro e por outro centróide em segundo, adota-se o critério do maior número de leitos como definidor do polo centróide. Para cada centróide são incluídos os municípios com maior atração.

14. Outros indicadores de ajustamento ao risco usuais na literatura de economia da saúde como preditores da demanda de serviços de saúde incorporam as variáveis de idade e sexo. Para o caso de demanda por planos de saúde optou-se por utilizar apenas o parâmetro do tamanho populacional.

15. O modelo estimado é semelhante ao utilizado em Isard e Bramhall (1960) e tem a seguinte especificação: $d \ln \frac{I_{ij}}{D_i S_j} = a - n \cdot \ln d_{ij} + u_{ij}$,

onde I_{ij} diz respeito às internações de residentes do município i no município j . O uso do SIH para estimação desses parâmetros se deve à inexistência de informações disponíveis e confiáveis para os fluxos de pacientes realizados no setor privado. Entretanto, dada a contratação da rede privada pelo setor público, é razoável supor que esses fluxos são bastante correlacionados.

16. Os parâmetros do raio e coeficiente de atrito utilizados para cada UF estão descritos em Andrade *et al.* (2010).

17. A categorização das internações por complexidade segue os conceitos definidos pelo Ministério da Saúde (MS).

Analisadas as forças de polarização obteve-se um total de 89 mercados relevantes para o Brasil.¹⁸ Os 89 mercados estão distribuídos da seguinte forma: 40 mercados na região Sudeste, 23 na região Nordeste, 17 na região Sul, 5 na região Centro-Oeste e 4 na região Norte. O número de mercados equivale a três vezes mais mercados do que se for utilizada a fronteira geopolítica definida pelas UFs como critério definidor da dimensão geográfica.

Esses mercados incluem 88% do total de beneficiários de planos de saúde novos no Brasil. Em parte, essa exclusão se justifica porque no Brasil, dada a dimensão geográfica do país, existem municípios pequenos e com baixa oferta de leitos que não são polarizados pelos centróides devido à distância em relação aos mesmos. Do ponto de vista individual, entretanto, podem existir indivíduos que, ao auferir níveis de renda elevados, estão dispostos a comprar plano de saúde ofertado por operadoras, mesmo que a rede de serviços disponibilizada não esteja muito próxima do local de residência, existindo, portanto, municípios com beneficiários que não estão incluídos nos mercados relevantes.

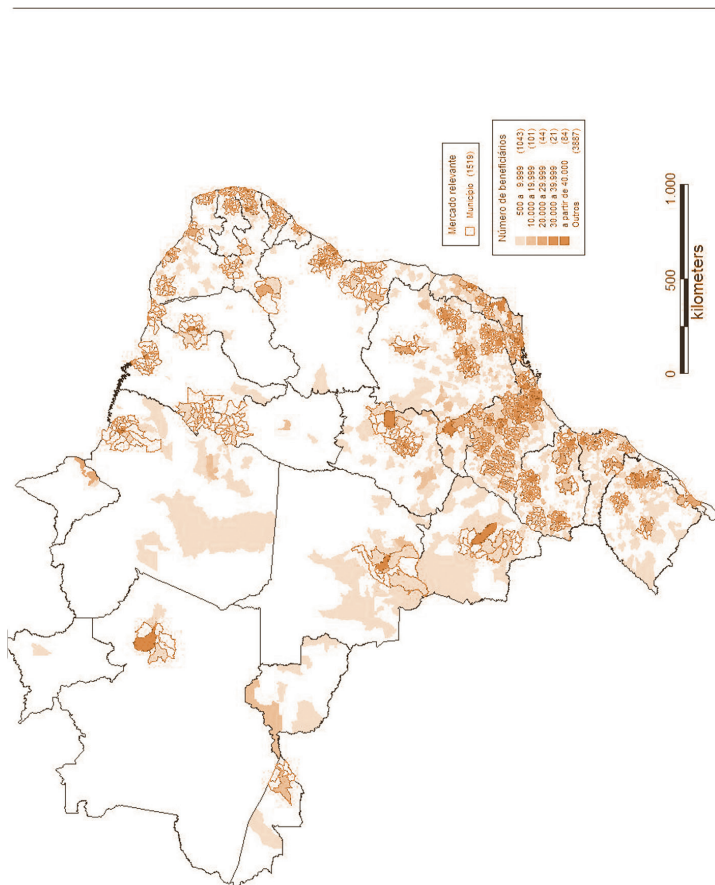
O mapa 1 apresenta em azul as áreas correspondentes aos mercados relevantes definidos através da metodologia proposta. As áreas em rosa apresentam a cobertura de beneficiários. Como pode ser observado, existem poucas áreas com concentração importante de beneficiários que foram excluídas dos mercados relevantes. A maior parte das áreas rosa excluídas apresenta a cor clara que indica presença de menos de 10 mil beneficiários. Essas áreas provavelmente são as que têm beneficiários de planos de saúde, mas apresentam oferta de serviços relativamente baixa, não tendo nenhum centróide em um raio de deslocamento dos indivíduos calculado pela distância média percorrida pelos pacientes do sistema público.

Como já mencionado, uma forma usual de definir o mercado relevante na dimensão geográfica é através da fronteira geopolítica. No caso do Brasil, duas configurações são possíveis: a definição de mercados que considera a fronteira geopolítica definida pelas regiões metropolitanas (RMs) e a definição que considera a divisão territorial segundo as UFs. A definição de mercado relevante segundo a divisão por UF, na qual todos os beneficiários estão incluídos, tem a desvantagem de abranger um conjunto de municípios muito grande e heterogêneo. Em um estado como Minas Gerais, por exemplo, uma operadora de plano de saúde que oferta um plano para a região sul do estado não necessariamente está competindo com uma operadora que atua na região norte. A definição de mercado relevante é precisa se atende ao requisito de ser o menor lócus de concorrência possível. A definição de mercado relevante na dimensão geográfica através da fronteira geopolítica que considera a divisão territorial do Brasil em UFs não atende a esse requisito e pode distorcer de forma significativa os índices de concentração.

18. A descrição dos municípios incluídos nos mercados pode ser requerida aos autores.

MAPA 1

Brasil e municípios: distribuição dos beneficiários de planos de saúde médicos pertencentes aos mercados relevantes (escala mínima: quinhentos beneficiários)



Fontes: Sistema de Informações de Beneficiários (SIB), Sistema de Cadastro de Operadoras (CADOP) e Registro de Plano de Saúde (RPS), ambos da ANS/junho de 2007; e IBGE/2000.

O mapa está reproduzido conforme o original fornecido pelos autores, cujas características não permitiram melhor ajuste para fins de impressão (nota do Editoria).

A fronteira geopolítica que considera a configuração das RMs no Brasil é outra alternativa possível. Nesse caso, o conjunto de municípios incluído na análise é menor e mais integrado. A desvantagem dessa alternativa é que, ao contrário da divisão territorial dos estados, pode ser muito restritiva em termos de tamanho do mercado relevante, o que tende a aumentar a concentração de mercado, além de excluir da definição todas as áreas não metropolitanas. Na RM de São Paulo, por exemplo, a cidade de Jundiaí está excluída, embora muitos de seus habitantes comprem planos e seguros de saúde da capital.

4.3 Indicadores E-H

Esta subseção apresenta os indicadores de Elzinga e Hogarty (1973) (E-H) calculados para os mercados geográficos definidos segundo a metodologia de modelos gravitacionais. O indicador E-H, embora não esteja definido nos *Guidelines*, tem sido utilizado de forma complementar em análises de política antitruste em países como Estados Unidos, Alemanha e Holanda. A análise dos indicadores permite mensurar se a área geográfica definida no mercado relevante é consistente com o seu fluxo de serviços médicos, isto é, se concentra pacientes residentes em suas fronteiras (Frech III *et al.*, 2004). Essa abordagem considera que o mercado relevante está definido de forma adequada se forem pequenos tanto o indicador de fluxo de pacientes exportados – *little out from inside* (Lofi) – como o indicador de fluxo de serviços médicos demandados de pacientes de fora desta área – *little in from outside* (Lifo). Para construir esses indicadores foram utilizados os dados do fluxo de internações hospitalares de média complexidade intermunicipais realizadas no âmbito do SUS. Infelizmente ainda não se dispõe de dados sobre o uso de serviços de saúde na rede privada para pacientes com cobertura de plano de saúde. Essas informações certamente seriam as mais adequadas para construir esses indicadores.

A dificuldade de se utilizar o fluxo de internações intermunicipais do SUS para validar a metodologia proposta é que, nesse caso, pode-se incluir no cálculo dos dois indicadores pacientes residentes em municípios que não estão contidos em nenhum dos mercados relevantes. Isso ocorre porque os pacientes residentes em municípios não polarizados – massa pequena de beneficiários de planos de saúde – têm de ser atendidos em algum hospital da rede pública dado que necessitam do serviço hospitalar. No sistema público de saúde esses pacientes são referenciados para outros municípios. Em alguns casos de internação, esses pacientes podem ser encaminhados para municípios próximos que possuem pequena escala de leitos. Essas internações, em geral, se referem a serviços de baixa complexidade.

O indicador Lifo apura, do fluxo total de internações de pacientes que residem em cada mercado, a parcela de internações realizadas fora desta área. De

acordo com Duclos (2006), esta medida retrata as importações de serviços para a área em análise.

$$LIFO = \frac{\text{Fluxo de pacientes residentes atendidos fora do mercado}}{\text{Fluxo total de internações de residentes no mercado}}$$

O indicador Lofi é estimado a partir da razão entre o fluxo de pacientes residentes fora dos limites do mercado relevante, que demandaram serviços hospitalares no interior deste mercado, sobre o total de internações realizadas no mercado geográfico avaliado. Esse indicador pode ser interpretado como o percentual de serviços exportados pelo mercado analisado (Duclos, 2006).

$$LOFI = \frac{\text{Fluxo de pacientes não residentes atendidos no interior do mercado}}{\text{Fluxo total de internações do mercado}}$$

Empiricamente, quanto mais concentrado no próprio mercado for o fluxo de internações de pacientes nele residentes e quanto menor for a demanda externa por serviços hospitalares no interior do mercado relevante, isto é, quanto menores forem os indicadores Lifo e Lofi, melhor será a delimitação geográfica do mercado em questão. Nesse sentido, menor será a substituíbilidade de ofertas entre um mercado geográfico e os demais. Se, ao contrário, a evidência demonstrar um grande fluxo de pacientes entre este mercado e os outros, provavelmente os limites geográficos do mercado deverão ser ampliados – Lifo e Lofi elevados.

A análise dos indicadores Lifo e Lofi se baseia nos parâmetros limite usuais na literatura 10% e 25%. Dessa forma, para que os limites geográficos de um mercado sejam válidos, o mercado deverá ser responsável por pelo menos 75% das internações hospitalares do SUS referente aos pacientes residentes nesta área.¹⁹

A fim de minimizar a inclusão de fluxos de internações referentes a pacientes residentes em municípios fora dos mercados, os indicadores Lifo e Lofi foram construídos considerando dois bancos de dados. No primeiro, incluíram-se todos os fluxos de internações realizados no âmbito do SUS (banco total de fluxos) e no segundo excluíram-se do banco aqueles fluxos cujos municípios de origem e/ou municípios de atendimento do serviço não estavam incluídos em nenhum dos mercados relevantes definidos (banco restrito).

19. Elzinga e Hogarty originalmente (1973) sugeriram arbitrariamente que uma área é um mercado se for responsável por 75% do fluxo de serviços no mesmo (limite de 25%), ampliando mais tarde (1978) para 90% e 75% (limites de 10% e 25%). Assim, caso 90% ou 75% dos serviços se concentrem em determinada área, essa será considerada o mercado para estes serviços.

A tabela 1 expõe os indicadores Lifo e Lofi para os 89 mercados relevantes definidos considerando o banco que inclui todos os fluxos de interações.

TABELA 1

Indicador E-H: número de mercados cujos indicadores Lifo e Lofi são superiores a 10% e 25%

Indicador	Mercados	%
Lifo		
10%	14	15,7
25%	1	1,1
Lofi		
10%	58	65,2
25%	7	7,9
Total de mercados	89	100,0

Elaboração dos autores.

Os resultados são bastante favoráveis indicando que a definição de mercado relevante proposta neste trabalho pode ser corroborada pelos indicadores E-H. Considerando o limite de 25%, o número de mercados que apresenta indicadores Lifo e Lofi superiores é bastante pequeno nos dois bancos de dados. No banco de dados que considera todos os fluxos, somente 1% dos mercados relevantes não atende ao critério da Lifo e 8% ao critério da Lofi, enquanto no banco restrito esses percentuais são ínfimos, ou seja, próximos a zero.

Embora os resultados do indicador E-H sejam favoráveis, a literatura aponta algumas limitações para o uso desse critério como determinante do mercado na dimensão geográfica. Na prática, o mercado geográfico definido a partir do indicador E-H pode subestimar ou superestimar a dimensão do mercado em comparação ao que seria definido a partir da análise da substituição de demanda conforme estabelecido nos *Guidelines* (Werden, 1989; Backer, 2006). A construção do indicador é realizada através da contabilidade dos fluxos de pacientes observados e não considera qualquer deslocamento adicional que poderia ocorrer mediante uma mudança dos preços. Em outras palavras, o fluxo de pacientes contabilizado corresponde ao fluxo corrente e não ao potencial. Nessa situação, o mercado estaria subestimado. De outra forma, a inclusão de produtos não substitutos diretos pode sobrestimar o mercado, uma vez que os consumidores podem estar realizando deslocamentos maiores para produtos não substitutos.

A título de comparação os indicadores E-H também foram calculados para a delimitação de mercado relevante que considera a fronteira geopolítica das RMs. Os indicadores Lofi para praticamente todas as RMs não são satisfatórios, sendo superiores a 10%, indicando que existe percentual significativo de pacientes atendido nessas regiões residente em outros mercados. Esse comportamento do

indicador Lofi sugere que o mercado definido pela RM pode estar pequeno na delimitação geográfica.

5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados encontrados na aplicação da proposta metodológica para o caso brasileiro, considerando dois anos de análise, 2007 e 2010. Os resultados são apresentados para as duas metodologias: modelos gravitacionais e fronteira geopolítica. No caso da fronteira geopolítica são apresentadas as definições de UFs e RMs de acordo com a atualização realizada pelo IBGE em 2009. Os resultados de concentração dos mercados consideram os indicadores Razão de Concentração – Concentration Ratio (CR)1, CR4 – e Índice de Hirschman-Herfindahl (HHI) comparando a estrutura dos mercados nos anos de 2007 e 2010.²⁰

Para esta análise foram utilizados os registros da ANS referentes aos beneficiários, operadoras e tipo de contrato.²¹ A definição de mercado relevante é a mesma para os dois anos. A análise da participação de mercado de cada operadora foi realizada utilizando como variável *proxy* o seu número de beneficiários. As operadoras não foram consideradas individualmente, e sim levando em consideração o grupo econômico ao qual a mesma pertence. Os grupos econômicos considerados foram Grupo Amil, Medial, Bradesco, Golden Cross, Intermédica, Tempo, SulAmérica e UNIMED. A definição dos grupos econômicos foi fornecida pela Secretaria de Acompanhamento Econômico (Seae), do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG), sendo diferentes para os anos de 2007 e 2010.²² As UNIMEDs foram consideradas como um único grupo econômico devido ao compartilhamento de rede e marca. Além disso, há uma divisão territorial preestabelecida entre as operadoras da rede não se verificando concorrência entre as mesmas.

Os resultados encontrados evidenciam que há concentração de mercado em praticamente todos os mercados relevantes delimitados, independentemente do

20. O CR1 é definido como a participação da empresa líder no mercado, o CR4 considera a participação das quatro maiores empresas no mercado e o HHI é definido como o somatório do quadrado das participações de cada empresa do mercado. Os critérios de corte para definir a concentração dos mercados utilizados foram os usuais na literatura: 75% para o CR4, 25% para o CR1 e 1800 para o HHI. Esses valores são muito próximos a valores utilizados na política antitruste. Por exemplo, CR4 acima de 75% indica um elevado potencial de coordenação e requer cuidadosa análise. Um CR1 de 25% sinaliza empresa dominante e capaz de ter condutas unilaterais; na Lei nº 8.884/1994, Artigo 20, uma empresa é dominante se sua participação de mercado está acima de 20%. Um HHI de 1800 indica que a indústria deixou de ser desconcentrada pelo Guia de concentração estadunidense. O uso desses critérios de corte é estritamente prático, dada a sua utilização pelos órgãos antitruste estadunidense, europeu e brasileiro, não havendo qualquer balizamento teórico. Esses valores de corte são auxiliares para os órgãos antitruste: "It [the HHI] may be a useful device for 'triage', assisting antitrust authorities in deciding where to put their scarce resources" (Fisher, 2008, p. 138) e considerados extremamente úteis para a prática da defesa da concorrência (Carlton, 2003; Baxter, 1982; Willig, 1991).

21. A organização do banco de dados da ANS está descrita em Andrade *et al.* (2010).

22. A descrição dos grupos econômicos pode ser obtida em Andrade *et al.* (2010).

tipo de índice de concentração utilizado nos dois anos de análise.²³ As tabelas 2A e 2B respectivamente mostram os indicadores de concentração considerando as informações de junho de 2007 e de janeiro de 2010. Nos dois anos analisados mais de 94% dos mercados de planos individuais são concentrados, enquanto para os planos coletivos esse percentual é ligeiramente menor, 89% dependendo do índice de concentração adotado. Interessante identificar os mercados não concentrados. Em junho de 2007, utilizando o CR4, os mercados de planos individuais não concentrados são Rio de Janeiro, São Paulo, Recife, Campinas e Vitória. Em 2010, esse retrato praticamente permanece alterando a concentração apenas em Vitória e Sorocaba. Em 2007 para os planos coletivos não são concentrados os mercados definidos pelos centróides de Brasília, Rio de Janeiro, São Paulo, Salvador, Recife, Curitiba, Porto Alegre, São Luis e Campinas. Em 2010 seis mercados sofrem mudanças significativas na sua estrutura alterando a concentração, quando se observa o CR4: Belo Horizonte e São José dos Campos sofrem desconcentração, enquanto Curitiba, Porto Alegre, Brasília e Rio de Janeiro se concentram. Os mercados de planos individuais aparentam ser mais concentrados que os mercados de planos coletivos, onde a concorrência parece ser maior. Isso provavelmente se deve ao poder de barganha que os planos coletivos apresentam no momento de realização dos contratos.

TABELA 2A

Número de mercados concentrados segundo critério e tipo de mercado (2007)

Critério	Individual		Coletivo	
	Mercados	%	Mercados	%
CR1 > 25%	87	97,8	84	94,4
CR4 > 75%	84	94,4	80	89,9
HHI > 1800	85	95,5	81	91,0

Elaboração dos autores.

TABELA 2B

Número de mercados concentrados segundo critério e tipo de mercado (2010)

Critério	Individual		Coletivo	
	Mercados	%	Mercados	%
CR1 > 25%	87	97,8	86	96,6
CR4 > 75%	84	94,4	82	92,1
HHI > 1800	85	95,5	85	95,5

Elaboração dos autores.

23. A análise da concentração dos mercados de planos de saúde e seguros-saúde também foi realizada sem agregar as UNIMEDs. Os resultados encontrados continuam a sugerir elevada concentração no mercado de planos e seguros de saúde brasileiro, mas para alguns mercados a desagregação das UNIMEDs importa. Nesse caso, considerando o HHI, nove mercados não são concentrados em contraposição a três encontrados quando se agregam as UNIMEDs considerando-as como uma única operadora.

A título de comparação, calculam-se também os índices de concentração quando se delimita o mercado na dimensão geográfica considerando a fronteira geopolítica das RMs e das UFs (Andrade *et al.*, 2010). Considerando a fronteira geopolítica das UFs, 3 dos 27 mercados não são concentrados para os planos individuais e 6 não são concentrados para os planos coletivos em 2007 considerando o indicador de CR4. Em 2010, esse resultado praticamente se mantém para os dois tipos de mercado. Em relação às RMs, em 2007, das 35 regiões, 5 mercados não são concentrados no caso dos planos individuais e 7 mercados não são concentrados no caso dos planos coletivos. Em 2010, esses resultados se alteram apenas no mercado de planos coletivos. A RM de Belo Horizonte desconcentra e as regiões de Curitiba e Porto Alegre concentram.

Comparando-se as duas metodologias considerando a fronteira geopolítica das RMs, os resultados são bastante similares. A delimitação dos mercados por RM indica concentração nos mesmos mercados encontrados utilizando a metodologia do modelo gravitacional para os planos individuais em 2007. Em 2010, também se observa superposição dos mercados classificados como concentrados nos dois métodos, havendo diferenças apenas para Vitória, que passa a ser concentrado segundo o modelo gravitacional, e Sorocaba, que se desconcentra. Essa mudança em Sorocaba não é percebida quando se usa a delimitação por RM, pois esse município polo não está incluído nesses mercados.

Para os planos coletivos em 2007 há também superposição exata dos mercados classificados como concentrados nos dois métodos. Em 2010, praticamente as mesmas mudanças em termos de estrutura de mercado são observadas nos dois métodos, exceto o caso de São José dos Campos que também não está contemplado em nenhuma RM.

O mercado de planos individuais menos concentrado no Brasil é São Paulo que, por sua vez, é o que apresenta a maior cobertura de planos de saúde do país. Nos planos coletivos, o mercado menos concentrado é Recife quando se considera o CR4, mas a diferença em relação a São Paulo é insignificante. Vale ainda notar que os mercados mais concentrados são os de menor cobertura em termos populacionais, menor tamanho populacional, menor número de leitos e menor Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*. Esse resultado é interessante, uma vez que nesses mercados a possibilidade de formação de várias redes de serviço é pequena, visto que estes não apresentam escala suficiente nem em termos de quantitativo populacional nem em termos de renda. Além disso, como a oferta de serviços de saúde é pequena, isso dificulta muito a entrada de novos concorrentes no mercado.

Vale mencionar que o objetivo deste trabalho não é contrapor o critério geopolítico ao critério das forças gravitacionais a fim de analisar qual critério melhor se adequa à definição de mercado relevante. Trata-se unicamente da proposição de

metodologia alternativa que considera as forças de oferta e demanda de serviços de saúde na determinação da dimensão geográfica do mercado. A metodologia aqui proposta independe da configuração geopolítica vigente, podendo inclusive, como foi o caso do exercício proposto para o caso brasileiro, desagregar mais as regiões do que a desagregação geopolítica propõe. O cotejamento das duas metodologias a partir de testes estatísticos não foi realizado, uma vez que só é possível realizar teste estatístico sobre a média dos indicadores de concentração calculados para todos os mercados segundo as duas metodologias. Tendo em vista a diferença dos dois universos de mercados (89 unidades de análise no caso do modelo gravitacional e 38 unidades no caso da fronteira geopolítica das RMs) optou-se neste trabalho por não calcular um teste estatístico acerca da diferença das médias dos indicadores restringindo a comparação apenas a uma descrição qualitativa dos resultados encontrados.

Os resultados obtidos neste trabalho indicam que a metodologia proposta pelo modelo gravitacional é útil na medida em que é capaz de compor os mercados formados por aglomerados de municípios similares, o que valida o estudo para outros mercados que não podem ser definidos através da fronteira geopolítica definida pelas RMs. A delimitação de RM considerou a divisão territorial proposta pelo IBGE que identifica 32 RMs, 3 aglomerações urbanas e 3 regiões integradas. Além de compor os aglomerados já predefinidos geopoliticamente (RMs), o modelo gravitacional é capaz de identificar novos aglomerados de municípios que apresentam oferta de serviços e capacidade de formar um mercado privado.

Em relação à delimitação geográfica, considerando a fronteira geopolítica da UF, a análise temporal e transversal mostra que essa divisão geopolítica é por vezes insuficiente, na medida em que não capta a diversidade dentro das UFs e fere a definição de mercado relevante na dimensão geográfica como o menor lócus possível de se estabelecer a concorrência. Ademais, essa divisão territorial se mostrou muito grande para captar movimentos na estrutura do mercado de planos de saúde. Os resultados encontrados com a metodologia proposta validam os encontrados para a fronteira geopolítica da RM, mas ao mesmo tempo permitem uma desagregação mais fina do espaço, incluindo outras áreas não contempladas na metodologia que usa a RM como critério geográfico.

5.1 Por que os mercados de planos e seguros de saúde no Brasil são concentrados?

Uma vez caracterizada a estrutura de concorrência do mercado de planos e seguros de saúde no Brasil, cabe perguntar acerca dos impactos de bem-estar associados a essa concentração. Os mercados de planos de saúde no Brasil são bastante concentrados, mas quais são as consequências dessa concentração para o bem-estar da população? Do ponto de vista regulatório a pergunta pertinente se refere ao entendimento dessa concentração. Algumas estatísticas descritivas podem ajudar no entendimento da

configuração desses mercados apontando para políticas regulatórias. A análise desses mercados revela diferenças entre os mercados não concentrados e os concentrados que podem ser determinantes da oferta dos cuidados com a saúde. As tabelas 3, 4, 5 e 6 apresentam a estatística descritiva referente às características dos mercados concentrados e não concentrados para os anos de 2007 e 2010. Utiliza-se o CR4 e seu valor crítico de 75% para identificar os mercados concentrados onde existe potencial para condutas coordenadas intencionais (cartelização) ou não intencionais (comportamento líder-seguidor).

TABELA 3

Teste de igualdade de médias entre mercados de contratos individuais concentrados e não concentrados (2007)

Variáveis	CR4 > 75%		
	Não concentrados	Concentrados	Significância do teste de médias
Caracterização dos municípios do mercado			
Número de municípios	28.6 (8.21)	16.38 (0.99)	***
Área	6802 (1357)	10529 (1187)	*
População	7745941 (3294059)	795867 (92580)	***
Densidade demográfica	1200 (490)	106 (11)	***
Renda <i>per capita</i>	5.65 (0.48)	3.90 (0.13)	***
Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)	0.81 (0.009)	(0.78) (0.005)	*
Leitos	18511 (6761)	2362 (253)	***
Caracterização do mercado relevante			
Operadoras	108.8 (35.12)	22.09 (1.80)	***
Planos	985 (301.74)	183.54 (14,16)	***
Beneficiários ativos	533890.2 (258037)	27195.2 (4739.73)	***
Planos por operadora	9,88 0,87	8,94 0,35	Estatisticamente iguais
Beneficiários por operadora	4809.16 (1109.74)	1092.74 (121.59)	***
Beneficiários por plano	478.20 (97.84)	117.24 (11.15)	***

Elaboração dos autores.

Nota: * Médias distintas a 10%; ** distintas a 5%; *** distintas a 1%.

TABELA 4

Teste de igualdade de médias entre mercados de contratos individuais concentrados e não concentrados (2010)

Variáveis	CR4 > 75%		Significância do teste de médias
	Não concentrados	Concentrados	
Caracterização dos municípios do mercado			
Número de municípios	30.8 (7.12)	16.25 (0.99)	***
Área	7538.72 (1170)	10485 (1189)	Estatisticamente iguais
População	7718208 (3307427)	797518 (92703)	***
Densidade demográfica	1162 (507)	108 (11)	***
Renda <i>per capita</i>	5.54 (0.52)	3.91 (0.13)	***
IDH	0.82 (0.008)	0.78 (0.005)	*
Leitos	18908 (6551)	2338 (250)	***
Caracterização do mercado relevante			
Operadoras	123 (32.26)	24.11 (1.67)	***
Planos	1174.8 (329.30)	232.84 (16.94)	***
Beneficiários ativos	611303.2 (299231.7)	38299.95 (6504.32)	***
Planos por operadora	10.07 (1.41)	10.19 (.39)	*
Beneficiários por operadora	4694.53 (1471.87)	1490.66 (210.03)	***
Beneficiários por plano	427.30 (118.91)	131.48 (14.55)	***

Elaboração dos autores.

Nota: * Médias distintas a 10%; ** distintas a 5%; *** distintas a 1%.

Os dados apresentados sugerem que os mercados concentrados e não concentrados são distintos. Os mercados não concentrados são mais populosos, apresentam municípios com maior densidade demográfica e têm uma oferta de serviços de saúde significativamente maior. Essas características evidenciam que a desconcentração dos mercados no Brasil está associada à presença de economias de escala. Os mercados concentrados não apresentam escala populacional suficiente para permitir uma configuração de mercado com múltiplas operadoras.

TABELA 5

Teste de igualdade de médias entre mercados de contratos coletivos concentrados e não concentrados (2007)

Variáveis	CR4 > 75%		Significância do teste de médias
	Não concentrados	Concentrados	
Caracterização dos municípios do mercado			
Número de municípios	28 (4.28)	15.83 (1.01)	***
Área	11565,03 (2493.07)	10179,79 (1223.96)	Médias estatisticamente iguais
População	5696337 (1917021)	678944,3 (75964.17)	***
Densidade demográfica	776.57 (310.84)	99.75 (10.35)	***
Renda <i>per capita</i>	5.47 (0.51)	3.84 (0.13)	***
IDH	0.81 (0.009)	0.78 (0.005)	**
Leitos	14053,67 (3987.55)	2056.23 (211.29)	***
Caracterização do mercado relevante			
Operadoras	95.22 (21.97)	31.63 (2.01)	***
Planos	1170.88 (252.11)	314.93 (21.66)	***
Beneficiários ativos	10920170 (583537)	66940 (12310)	***
Planos por operadora	12.57 (0.57)	9.99 (0.34)	***
Beneficiários por operadora	7739.99 (2169)	1697.64 (190.56)	***
Beneficiários por plano	624.66 (183)	157.94 (15)	***

Elaboração dos autores.

Nota: * Médias distintas a 10%; ** distintas a 5%; *** distintas a 1%.

TABELA 6
Teste de igualdade de médias entre mercados de contratos coletivos concentrados e não concentrados (2010)

Variáveis	CR4 > 75%		Significância do teste de médias
	Não concentrados	Concentrados	
Caracterização dos municípios do mercado			
Número de municípios	33.14 (5.05)	15.69 (0.94)	***
Área	10245 (2087)	10326 (1211)	Estatisticamente iguais
População	5339299 (2404967)	831798 (140312)	***
Densidade demográfica	559 (222)	134 (34)	***
Renda <i>per capita</i>	4,78 (0.49)	3.94 (0.14)	*
IDH	0.81 (0.01)	0.78 (0.005)	Estatisticamente iguais
Leitos	12.452 (4.627)	2.485 (397)	***
Caracterização do mercado relevante			
Operadoras	99.28 (23.68)	37.87 (2.27)	***
Planos	1529.71 (346.55)	538.54 (36.25)	***
Beneficiários ativos	1442795 (855009)	123679 (30207)	***
Planos por operadora	15.97 (1.19)	14.08 (0.36)	*
Beneficiários por operadora	10209 (3469)	2383 (332.74)	***
Beneficiários por plano	645.06 (227.03)	153.71 (18.21)	***

Elaboração dos autores.

Nota: * Médias distintas a 10%; ** distintas a 5%; *** distintas a 1%.

As tabelas 7 e 8 mostram presença de correlação significativa entre população, leitos e densidade demográfica: em locais onde há maior contingente populacional existe oferta de cuidado hospitalar.²⁴ A correlação da estrutura de oferta de cuidado e indicadores de desenvolvimento é positiva, mas de baixa magnitude, revelando

24. Apresentamos somente o correlograma referente ao ano de 2007 devido à similaridade entre os dois anos.

que as áreas mais desenvolvidas também são as mais populosas e que apresentam maior oferta de cuidados. Do ponto de vista da demanda de serviços de saúde, essa correlação pode sugerir uma maior demanda nessas regiões tanto pela maior facilidade de deslocamento como por maior disponibilidade financeira para comprar serviços de saúde. Em relação aos indicadores de concentração, a correlação mais importante ocorre com a oferta de leitos e população. Como já encontrado nesse trabalho, mercados mais populosos são os menos concentrados.

TABELA 7

Correlograma das variáveis referentes aos mercados de planos individuais: estimativa com aglomerados (2007)

	População	Densidade	Renda <i>per capita</i>	IDH	Área	Leitos
População	1					
Densidade	0,8481	1				
Renda <i>per capita</i>	0,3738	0,3844	1			
IDH	0,1921	0,2035	0,9003	1		
Área	0,0459	-0,1457	-0,125	-0,1387	1	
Leitos	0,9782	0,9027	0,4089	0,2209	0,0227	1
CR1	-0,4764	-0,4404	-0,3257	-0,232	0,1349	-0,4865
CR4	-0,8137	-0,7381	-0,4197	-0,254	0,0435	-0,81
CR5	-0,8577	-0,7906	-0,4202	-0,2523	0,0604	-0,8526
HHI	-0,4438	-0,4197	-0,3363	-0,2599	0,1435	-0,464

Elaboração dos autores.

TABELA 8

Correlograma das variáveis referentes aos mercados de planos coletivos (2007)

	População	Densidade	Renda <i>per capita</i>	IDH	Área	Leitos
População	1					
Densidade	0,8481	1				
Renda <i>per capita</i>	0,3738	0,3844	1			
IDH	0,1921	0,2035	0,9003	1		
Área	0,0459	-0,1457	-0,125	-0,1387	1	
Leitos	0,9782	0,9027	0,4089	0,2209	0,0227	1
CR1	-0,4448	-0,3717	-0,0403	0,0632	0,0319	-0,458
CR4	-0,6404	-0,5212	-0,2126	-0,0078	-0,0397	-0,663
CR5	-0,65	-0,532	-0,2695	-0,0766	-0,0436	-0,6792
HHI	-0,389	-0,3387	-0,0255	0,0795	0,0648	-0,4063

Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho propõe uma nova metodologia para definição de mercado relevante na dimensão geográfica especificamente para os planos e seguros de saúde privados no Brasil. Historicamente, a solução encontrada para a definição das áreas de mercado é a utilização da fronteira geopolítica. Os resultados encontrados neste trabalho mostram que para algumas áreas, sobretudo em regiões mais populosas, a metodologia baseada em modelos gravitacionais apresenta resultados diferentes daqueles obtidos quando se utiliza como critério a fronteira geopolítica. No caso do uso da fronteira geopolítica de UFs para definir os mercados relevantes na dimensão geográfica, detectou-se que esta medida é demasiadamente grande, não captando os movimentos de concentração nesses mercados no Brasil. Para as RMs, embora os resultados sobre concentração tenham sido similares aos encontrados com a metodologia de modelos gravitacionais, a metodologia proposta permite que a agregação de municípios seja definida a partir dos fluxos de serviços observados entre os municípios e não a partir de uma definição geopolítica preestabelecida. O método gravitacional mostrou um número de mercados relevantes na dimensão geográfica bastante superior àquele observado quando se utiliza a fronteira das RMs. A utilização de uma metodologia mais fina é importante na medida em que permite uma diferenciação maior de áreas heterogêneas. A definição geopolítica não permite esse tipo de diferenciação. Além disso, a definição de RMs exclui os beneficiários de planos que não residem nesse tipo de configuração urbana, não sendo suficiente para analisar todo o mercado. Uma vantagem do método proposto é que sua parametrização foi realizada com dados oficiais, o que torna possível sua atualização.

Por fim, essa metodologia pode ser também aplicada para outros segmentos do mercado de bens e serviços de saúde cuja demanda seja principalmente realizada no âmbito local. Essa extensão requer, entretanto, que sejam realizados ajustes na parametrização dependendo das características do produto em análise.

ABSTRACT

In this paper we investigate the concentration in health insurance sector in Brazil. In order to conduct this analysis it is necessary to establish the definition of relevant market in product and geographical dimensions. In this paper we apply a methodology based on gravitation models to define the geographical market. Till now the concentration analysis was performed in Brazil using geopolitical boundaries as the market definition. This alternative methodology should be better than Geopolitical boundaries once Brazil is specially large and heterogeneous country. We assume that health services are locally demanded and supplied. In that manner the market area is defined by the flow of trade. This flow is conditioned on health services supply, potential demand and friction variables. The empirical analysis was conducted using database sourced by the National Health Insurance Agency in Brazil – Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) – to 2007 and 2010. We analyzed the competition structure performing concentration indexes. Our results point out that health insurance sector in Brazil is concentrated.

Keywords: health insurance sector; competition; relevant market.

REFERÊNCIAS

- ABRAHAM, J. M.; GAYNOR, M.; VOGT, W. B. **Entry and competition in local hospital markets**. UK: University of Bristol, Department of Economics, 2003 (The Centre for Market and Public Organisation, n. 03/088).
- ALONSO, W. **Location and land use**. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1964.
- AMA – AMERICAN MEDICAL ASSOCIATION. **Competition in health insurance**: a comprehensive study of U.S. markets. 2007. Disponível em: <http://www.ama-assn.org/ama1/pub/upload/mm/368/compstudy_52006.pdf>.
- ANDERSON, J. E. A theoretical foundation for the gravity equation. **American economic review**, v. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.
- ANDRADE, M. V. *et al.* **Estrutura de mercado do setor de saúde suplementar no Brasil**. UFMG: Cedeplar, 2010 (Texto para Discussão).
- ANS – AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR. **Caderno de informação em saúde suplementar**, 2008.
- ARMINGTON, P. A theory of demand for products distinguished by place of production. **IMF staff papers**, v. 16, n. 3, p. 159-176, 1969.
- BACKER, J. **Market definition**: an analytical overview. 2006. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=854025>> ou <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.854025>>.
- BAXTER, W. F. Responding to the reaction: the Draftsman's view. **California law review**, v. 71, n. 2, p. 618-631, 1982.
- BURNS, L. R.; WHOLEY, D. R. The impact of physician characteristics in conditional choice models for hospital care. **Journal of health economics**, 1992.
- CAMERON, A. C. *et al.* A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. **Review of economic studies**, v. 55, n. 1, p. 85-106, 1988.
- CAR-HILL, R. A. *et al.* Allocating resources to health authorities: development of method for small area analysis of use of inpatient services. **British medical journal**, v. 309, p. 1.046-1.049, 1994.
- CARLTON, D. W. **Using economics to improve antitrust policy**. 2003 (NBER Working Paper).
_____; PERLOFF, J. M. **Modern industrial organization**. 3rd ed. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 2000. 780 p.
- CONGDON, P. **The development of gravity models for hospital patient flows under system change**: a Bayesian modelling approach. Health Care Management, 2001.
- CUELLAR, A. E.; GERTLER, P. J. Strategic integration of hospitals and physicians. **Journal of health economics**, v. 23, 2006.
- CUTLER, D.; ZECKHAUSER, R. The anatomy of health insurance. *In*: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics**. New York: Elsevier, 2001. v. 1A, p. 755-845.
- DAFNY, L. **Are health insurance markets competitive?** 2008 (NBER Working Paper Series, n. 14.572). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14572>>.
- DERENGOWSKI, M. G. **Nota introdutória sobre estrutura de mercado**. UFRJ: Instituto de Economia, 2004 (Texto para Discussão).

DRANOVE, D.; SHANLEY, M. A note on the relational aspects of hospital market definitions. **Journal of health economics**, v. 8, n. 4, p. 473-478, 1990.

DUCLOS, M. T. M. Atos de concentração, poder de monopólio e restrições verticais no mercado de saúde suplementar. In: FIUZA, E. P. S.; MOTTA, R. S. da (Org.). **Métodos quantitativos em defesa da concorrência e regulação econômica**. 1. ed. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. v. 2. 928 p.

ELZINGA, K.; HOGARTY, T. The problem of geographic market definition in antimerger suits. **Antitrust bulletin**, v. 18, n. 1, p. 45-81, Spring 1973.

FABBRI, D. La stima di frontiere di costo nel trasporto pubblico locale: una rassegna e un'applicazione. **Economia pubblica**, v. XXVIII, n. 3, p. 55-94, 1998.

_____; FIORENTINI, G. Mobilità e consumo sanitario: metodi per la valutazione di benessere. **Mecosan**, v. 19, p. 37-52, 1996.

FISHER, F. M. Economic analysis and "bright-line" tests. **Journal of competition law and economics**, v. 4, n. 1, p. 129-153, 2008.

FRECH III, H. E. *et al.* Elzinga-Hogarty tests and alternative approaches for market share calculations in hospital markets (with H.E.). **Antitrust law journal**, v. 71, n. 3, p. 921-947, 2004.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. The spatial economy: cities, regions, and international trade. **MIT press books**, the MIT Press, 1990.

GAYNOR, M. **What do we know about competition and quality in health care markets**. NBER, June 2006 (Working Paper, n. 12.301).

_____; VOGT, W. Antitrust and competition in health care markets. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Ed.). **Handbook of health economics**. New York: Elsevier, 2001. v. 1B, p. 1.405-1.487.

GARNICK, D. W. *et al.* Appropriate measures of hospital market areas. **Health services research**, v. 22, n. 1, Apr. 1987.

GIVEN, R. Economies of scale and scope as an explanation of merger and output diversification activities in the health maintenance organization industry. **Journal of health economics**, v. 15, p. 685-713, 1996.

GUIA para análise econômica de atos de concentração horizontal. In: BRASIL. Ministério da Fazenda, Secretaria de Acompanhamento Econômico. Portaria Conjunta SEAE/SDE n. 50, de 1 de agosto de 2001. **Diário oficial da União**, n. 158-E, Seção 1, p. 12-15, 17 ago. 2001. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/seae>>. Acesso em: 17 ago. 2004.

HORIZONTAL MERGER GUIDELINES. **Federal Trade Commission (FTC) e Department of Justice (DoJ)**. Estados Unidos, 1997.

HOVENKAMP, H. **Antitrust**. 2nd. ed. St. Paul, Minn.: West Publ., 1994.

HYMAN, D.; KOVACIC, W. Monopoly, monopsony, and market definition: an antitrust perspective on market concentration among health insurers. **Health affairs**, v. 23, n. 6, 2004.

ISARD, W.; BRAMHALL, D. F. **Methods of regional analysis: an introduction to regional science**. MIT Massachusetts, 1960.

KOPIT, W. Is there evidence that recent consolidation in the health insurance industry has adversely affected premium? **Health affairs**, v. 23, n. 6, 2004.

LOWE, J. M.; SEN, A. Gravity model applications in health planning: analysis of an urban hospital market. **Journal of regional science**, v. 36, n. 3, p. 437-461, 1996.

McGUIRK, M. A.; PORELL, F. W. Spatial patterns of hospital utilization: the impact of distance and time. **Inquiry**, v. 21, p. 84-95, 1984.

ROBINSON, J. Consolidation and the transformation of competition in health insurance. **Health affairs**, v. 23, n. 6, 2004.

ROTHSCHILD, M.; STIGLITZ, J. Equilibrium in competitive insurance markets: a essay on the economics of imperfect information. **The quarterly journal of economics**, v. 80, p. 629-649, 1976.

SANTOS, T. **Determinação de mercados relevantes no setor de saúde suplementar**. Ministério da Fazenda: Seae, 2008 (Documento de Trabalho, n. 46).

SCHERER, F. M.; ROSS, D. **Industrial market structure and economic performance**. 3rd ed. Boston: Houghton Mifflin, 1990.

SHEFFMAN, D.; COATE, M.; SILVIA, L. 20 years of merger guidelines enforcement at the FTC: an economic perspective. **Antitrust law journal**, v. 71, p. 277, 2003.

UGOLINI, C.; FABBRI, D. Mobilita sanitaria ed indici di entropia. **Management ed economia sanitaria** (MECOSAN), 1998.

VIACAVAL, F.; BAHIA, L. Assistência médico-sanitária. Os serviços de saúde segundo o IBGE. **Dados-radis**, 1996.

VON THÜNEN, J. H. **The isolated state**. New York: Pergamon Press, 1966 (1st. ed.: 1826).

WERDEN, G. The limited relevance of patient migration data in market delineation for hospital merger cases. **Journal of health economics**, v. 8, p. 363-376, 1989.

WILLIG, R. D. Merger analysis, industrial organization theory, and merger guidelines. **Brookings papers on economic activity: microeconomics**, p. 281-332, 1991.

WILSON, D. H. **Managed care and monopoly power**. The antitrust challenge. Harvard University Press, 2003.

WHOLEY, D. *et al.* Scale and scope economies among health maintenance organizations. **Journal of health economics**, v. 15, p. 657-684, 1996.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALETRAS, V.; JONES, A.; SHELDON, T. A. Economies of scale and scope. *In*: FERGUSON, B.; SHELDON, T. A.; POSNETT, J. (Ed.). **Concentration and choice in healthcare**. London: Financial Times Healthcare, 1997.

ANDRADE, M. V. *et al.* **Estrutura de mercado do setor de planos e seguros saúde no Brasil**. Cedeplar, 2010 (Texto para Discussão).

BAXTER, W. F. A justice department perspective. **Antitrust law journal**, v. 51, p. 287, 1983.

ELZINGA, K.; HOGARTY, T. The problem of geographic market delineation revisited. **Antitrust bulletin**, v. 23, n. 1, p. 1-18, Spring 1978.

FABBRI, D. The measurement of inequality in the access to hospital networks. *In*: REGGIANI, A.; FABBRI, D. **Network developments in economic spatial systems: new perspectives**. Aldershot: Ashgate Publishing Ltd, 1999. p. 217-239.

GAYNOR, M.; HAAS-WILSON, D. Change, consolidation, and competition in health care markets. **Journal of economic perspectives**, v. 13, n. 1, 1999.

KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. (Org.). **Economia industrial**: fundamentos teóricos e práticas no Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2002. 640 p.

OCKÉ REIS, C. O. O estado e os planos de saúde no Brasil. **Revista do serviço público**, ano 51, n. 1, p. 125-150, 2000.

VISCUSI, W.; VERNON, J. E.; HARRINGTON, J. **Economics of regulation and antitrust**. Lexington, MA.: D.C. Heath and Company, 1995.

WERDEN, G. On the use and misuse of shipments data in defining geographic markets. **Antitrust bull.**, v. 26, n. 719, 1981.

(Original submetido em agosto de 2010. Última versão recebida em setembro de 2012.
Aprovado em outubro de 2012.)

ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL PARA O SETOR DE SAÚDE BRASILEIRO – 2000-2005*

Joilson de Assis Cabral**

Fernando Salgueiro Perobelli***

Este artigo faz uma Análise de Decomposição Estrutural – Structural Decomposition Analysis (SDA) – para o setor de saúde brasileiro no período 2000-2005. A decomposição realizada visa investigar quais os impactos das mudanças estruturais e de demanda final sobre a produção dos setores relacionados à Saúde no Brasil. Para atingir tal objetivo os dados utilizados foram as matrizes de insumo-produto (MIPs) elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2000 e 2005 compatibilizadas com as Contas Nacionais de saúde, também, divulgadas pelo IBGE. Os resultados mostraram que o componente de demanda final é relevante para explicar a variação da produção dos setores de saúde. Com relação à variação da inter e intradependência setorial, tornou-se nítida a existência de significativa disparidade entre os setores da economia brasileira. No que tange aos setores da saúde, os que mais se destacaram, com um aumento da interdependência setorial, foram assistência médica suplementar e fabricação de produtos farmacêuticos.

Palavras-chave: setor de saúde; análise de decomposição estrutural; intra e interdependência setorial; mudança estrutural.

1 INTRODUÇÃO

A saúde (ou a ausência dela) é uma variável macroeconômica que retrata o nível de desenvolvimento econômico de uma região. A doença reduz o rendimento de uma sociedade e a renda de um indivíduo ao longo de sua vida. A saúde incidiria sobre a qualidade do capital humano e sobre o incentivo/desincentivo à entrada de investimentos (Piola e Vianna, 2002). Como o estado de saúde afeta diretamente a capacidade produtiva dos indivíduos, o provimento e o financiamento dos bens e serviços de saúde apresentam um aspecto normativo que os caracteriza como bens meritórios. Nesse sentido, é objetivo da grande maioria dos governos garantir que toda a população possa usufruir de alguns desses bens e serviços. Além disso, por estarem diretamente associados à vida, do ponto de vista individual, não existe sociedade em relação a esses bens e serviços (Andrade, 2000).

* Os autores agradecem o financiamento recebido pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) – no âmbito do edital do Programa Nacional de Cooperação Acadêmica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (PROCAD/CNPq) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Minas Gerais (FAPEMIG) para realização desta pesquisa.

** Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ); mestre em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGEA/FE/UFJF) e doutorando do Programa de Planejamento Energético da Coordenação dos Programas de Pós-Graduação em Engenharia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (PPE/Coppe/UFRJ). *E-mail:* cabraljoilson@gmail.com

*** Professor do PPGEA/FE/UFJF e do Departamento de Economia da FE/UFJF, bolsista de Produtividade do CNPq e pesquisador mineiro da FAPEMIG.

As atividades ligadas ao setor de saúde brasileiro geraram, nos anos 2000 e 2005, um valor adicionado (VA) de, aproximadamente, R\$ 58 bilhões e R\$ 93 bilhões, respectivamente. As cifras dos gastos totais com saúde em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) chegam a 7,2% em 2000 e a 8,2% em 2005. Os gastos com seguro de saúde suplementar, como porcentagem dos gastos privados em saúde, foram de 34% em 2000 e 35,3% no quinquênio seguinte. É possível afirmar que tais resultados estão ligados, em parte, ao crescimento da população brasileira que, em 2000, era de 174 milhões enquanto em 2005 contava com 186 milhões de pessoas e ao aumento da esperança de vida ao nascer que avançou de 68,61 anos em 2000 para 71,7 anos em 2005 (IBGE, 2008; WHO, 2010).

A divulgação das Contas Nacionais do Setor de Saúde pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) permite compatibilizá-las com a matriz de insumo-produto (MIP), proporcionando uma averiguação detalhada dos componentes do consumo intermediário, do VA e da inter e intradependência setorial do setor saúde.

Nessa discussão, o setor de saúde encontra-se subdividido em oito setores, a saber: fabricação de produtos farmacêuticos; fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico; comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos; assistência médica suplementar; atividades de atendimento hospitalar e outras atividades relacionadas com atenção à saúde, os serviços sociais privados e, por fim, a saúde pública. Esta desagregação da MIP para o setor de saúde permite uma melhor investigação das mudanças estruturais ocorridas no setor ao longo do período em análise.

Cabe ressaltar que a escolha dos períodos (2000 e 2005) se baseia no maior nível de desagregação quanto aos setores de saúde, o que proporciona uma análise mais detalhada do setor de saúde brasileiro. O presente estudo, portanto, tem como objetivo decompor a variação da produção em efeitos de interdependência produtiva setorial (coeficientes técnicos) e de mudança na demanda final para os anos de 2000 e 2005. Esta decomposição visa realizar uma análise detalhada da estrutura produtiva dos setores ligados à saúde contemplados neste estudo e suas interdependências com os demais setores da economia e com os componentes da demanda final.

A fim de alcançar o objetivo proposto, será realizada uma Análise de Decomposição Estrutural – Structural Decomposition Analysis (SDA) – utilizando as MIPs para os anos em questão. Neste contexto, a SDA se apresenta como uma ferramenta útil para modelar as interdependências estruturais de uma determinada economia. Esse procedimento metodológico permite verificar quanto da variação do valor bruto de produção (VBP) e, portanto, crescimento setorial, em dois períodos distintos no tempo, pode ser atribuído a um aumento do encadeamento intra e

intersetorial dos setores da economia e/ou aumento da demanda final. Vale chamar a atenção, ainda, para o curto período de tempo investigado por este trabalho (2000-2005), no que se refere à análise de mudanças estruturais. Contudo, foi encontrada uma ampla literatura que utiliza o método proposto por este trabalho para curtos períodos de tempo (Milana, 2001; Bekhet, 2009; Butnar e Llop, 2011; Araújo Júnior e Tavares, 2011; Cunha *et al.*, 2011).

Este estudo encontra-se subdividido em quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, é realizada a revisão da literatura. Na terceira seção é apresentada a metodologia e a base de dados utilizada no estudo; cabe à seção quatro a discussão dos resultados e, por fim, na quinta seção, encontram-se as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Dinâmica do VBP

Esta revisão de literatura tem por objetivo explicar como pode ocorrer a variação do VBP dos setores ligados à saúde no Brasil; entretanto, cabe salientar que no escopo deste trabalho, dependência estrutural é entendida como uma relação fixa entre a produção de um setor e os insumos utilizados na fabricação dos produtos.

O aumento da dependência estrutural dos setores ligados à saúde pode ser entendido à luz da conhecida Lei de Roemer, ou seja, um novo serviço de saúde tem a capacidade de gerar sua própria demanda, mesmo em mercados saturados (Del Nero, 1995). Com base na Lei de Roemer, pode-se inferir que os setores relacionados à saúde buscam aumentar seus encadeamentos intra e intersetoriais com os demais setores da economia com o intuito de obter e se apropriar de novas tecnologias, processos e serviços e, por conseguinte, aumentar a dependência estrutural dos setores relacionados com a saúde.

A demanda final, o outro componente que impacta o VBP setorial, deve ser entendida em meio às especificidades do setor de saúde no qual o mercado *per se* não possui a capacidade de prover os serviços de saúde em quantidade e qualidade adequadas (falhas de mercado). Deve ser levado em consideração, ainda, o fato de que o cuidado com a saúde lida com o bem mais importante de qualquer indivíduo, a vida. Os fatores que atuam sobre a demanda por serviços de saúde são de natureza variada, por exemplo, fatores sociais, demográficos, a estrutura de mercado (pública ou privada) do setor de saúde e o perfil epidemiológico inerente a cada região.

Os fatores sociais estão relacionados a aspectos como questão de gênero e de nível educacional, entre outros. Segundo McPherson (1990), o sexo feminino consome mais serviços relativos à saúde que o sexo masculino durante toda a duração da vida. Diante disso, uma região em que a população feminina possui importância relativa no total da população, a demanda por serviços de saúde é maior. Quanto

ao nível educacional da população, Santos e Kassouf (2007) argumentam que a demanda por assistência à saúde possui relação positiva com o nível de instrução, afinal, pessoas de maior escolaridade possivelmente procuram ajuda médica logo que se julguem com problemas de saúde, devido ao maior conhecimento dos sintomas das doenças, bem como do risco da gravidade destas. Feinstein (2002) comenta que existem muitos canais¹ pelos quais a educação e outras intervenções de aprendizado podem afetar a saúde e a demanda por serviços de assistência à saúde. Contudo, os estudos voltados à investigação dos efeitos do nível educacional sobre a demanda de serviços de saúde são escassos.

Questões demográficas como a localização geográfica da população (facilidade do acesso da população urbana aos bens e serviços de saúde), o tamanho da família e categoria socioprofissional também são fatores determinantes na demanda por bens e serviços relacionados à saúde. Deve ser considerada também a evolução da esperança de vida da população: o envelhecimento sugere um aumento dos gastos para a manutenção, prevenção e tratamento da saúde dessas pessoas (Zucchi, Del Nero e Malik, 2000). O aumento da idade média da população (envelhecimento populacional), tanto em termos absolutos como relativos, provoca alterações profundas na sociedade, principalmente no que tange à demanda por serviços de saúde. E, na medida em que o Brasil continua sua transição demográfica, ou seja, inversão da pirâmide etária, o impacto na demanda por serviços de saúde deverá ser ainda maior (Bós e Bós, 2004).

Quanto à estrutura de mercado dos setores de saúde, por ocasião da garantia à saúde, o governo demanda bens e serviços de saúde – no caso brasileiro, por meio do Sistema Único de Saúde (SUS). Do lado do setor privado, a propensão a consumir os serviços referentes à saúde é reforçada pela existência dos planos de seguro de saúde suplementar (problemas de agência).

Diante do supracitado, fica evidente que a variação estrutural setorial e os componentes de demanda final são importantes canais para explicar a variação do VBP detalhada em nível setorial com ênfase para os setores relacionados à saúde.

2.2 Encadeamentos do setor de saúde no Brasil

Esta subseção tem por objetivo descrever os principais encadeamentos dos setores relacionados à saúde no Brasil no que se refere a aspectos como geração de emprego, participação no PIB, agregação ao VBP e principais elos de compras e vendas.²

1. O autor afirma que a literatura empírica sugere três possíveis canais para efeitos da educação sobre a saúde: i) fatores econômicos (renda e/ou emprego); ii) fatores comportamentais; e iii) fatores psicossociais.

2. A subseção 2.2 é construída a partir das informações extraídas de Perobelli *et al.* (2010) em virtude de o referido estudo utilizar MIPs para os anos de 2000 e 2005, semelhantes às utilizadas por este trabalho.

O setor saúde agregado possuía participação relativa de, aproximadamente, 7% do PIB e 4% do emprego total gerado no país no ano de 2005. Dentre os subsetores, destacam-se saúde pública e outras atividades relacionadas à saúde. A participação do subsetor da saúde pública no PIB e emprego se deve à importância do SUS no provimento e financiamento de serviços de saúde. Os subsetores de fármacos e fabricação de aparelhos médicos, por possuírem estrutura capital intensivo, obtiveram participação no PIB e no VBP superior à participação na geração de emprego.

A estrutura de vendas (linhas da MIP) dos setores relacionados à saúde para os anos de 2000 e 2005 revelou que a produção dos setores que possuem parcela substancial destinada a insumo de produção de outros setores é proveniente dos subsetores: fabricação de produtos farmacêuticos; fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico; comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos; assistência médica suplementar. Este último está associado ao consumo do setor de administração pública, representando a parcela financiada pelo governo. Um segundo grupo de subsetores apresenta atividades relacionadas ao provimento de cuidados médicos, tendo como principal destino de suas vendas o consumo das famílias. Nesse grupo incluem-se os subsetores de atividades de atendimento hospitalar; outras atividades relacionadas com a atenção à saúde; serviços sociais privados e saúde pública. Assim, estas atividades possuem baixo encadeamento a montante, pois não são insumos de outros setores da economia, na medida em que são, essencialmente, serviços de consumo final. Cabe salientar que o setor saúde no Brasil mostra-se voltado para a demanda interna com participação reduzida do percentual de vendas destinado às exportações. Em síntese, a comparação da estrutura de vendas dos setores relacionados à saúde mostra um padrão estável para os anos de 2000 e 2005.

Outro aspecto importante da inserção dos setores saúde está na composição de suas compras – *Manual para Instrução de Pleitos* (colunas da MIP) –, no qual pode ser avaliado seu impacto como demandante de bens e serviços da economia. Um resultado comum a todos os setores de saúde é a elevada participação dos serviços (serviços prestados às empresas, transporte e armazenagem, serviços de informação e de intermediação financeira) nas compras intermediárias (em média, 50% das compras domésticas). Outro diferencial do setor saúde são as compras intersetoriais. Os subsetores de atendimento hospitalar, outras atividades relacionadas à saúde, serviços sociais privados e saúde pública apresentam participação importante de compras do subsetor de fabricação de produtos farmacêuticos.

Diante do exposto, infere-se que os setores relacionados à saúde mostram-se, do lado da demanda de insumos, integrados ao setor de fármacos e aos demais setores de serviços da economia e, do lado da oferta, como vendedores para componentes de demanda final, essencialmente, famílias e governo.

2.3 Economia da saúde: abordagem insumo-produto³

Esta subseção tem como objetivo fazer um levantamento bibliográfico tanto na literatura nacional quanto na internacional dos trabalhos empíricos aplicados para o setor de saúde, utilizando a metodologia de insumo-produto. Tal levantamento foi feito com o intuito de identificar como o setor de saúde é abordado pela literatura empírica, e também perceber possíveis lacunas a serem preenchidas na temática Economia da Saúde.

Feita a revisão da literatura, pôde-se perceber que o tema economia da saúde utilizando o ferramental metodológico de insumo-produto foi pouco explorado, tanto na literatura nacional quanto na internacional, o que abre uma agenda de pesquisa importante na área, utilizando tal método. Os poucos trabalhos que se conhece aplicados à saúde e que utilizam o insumo-produto como metodologia, em geral fazem uma análise dos indicadores clássicos de insumo-produto, estudam os componentes do VBP, VA, consumo, investimento, exportações, importações e número de empregos.

McConner e Wellever (1989) realizaram um breve estudo para medir o impacto do setor hospitalar sobre a economia do estado de Montana nos Estados Unidos com dados para o ano de 1986. O objetivo do estudo foi mensurar as dimensões econômicas da indústria hospitalar de Montana sobre o emprego, a renda das famílias e o nível de produção de bens e serviços produzidos no estado. A fim de alcançarem os objetivos propostos, os autores utilizaram a metodologia de insumo-produto e fizeram uma análise dos multiplicadores básicos, quais sejam, multiplicadores de produção, multiplicador do emprego do tipo II e, por fim, multiplicadores de renda também do tipo II.⁴ Os autores concluem que o setor hospitalar do estado de Montana possui grande impacto sobre a economia local, afinal todos os multiplicadores obtidos superaram a unidade.

Nicolella e Guilhoto (2004) buscam analisar a contribuição do setor de serviço de saúde público e privado para a economia brasileira e suas relações com os demais setores da economia. A fim de atingir tal objetivo, os autores utilizam como base de dados uma MIP construída segundo a metodologia de Guilhoto *et al.* (2002) para o ano de 1999. A matriz contém 44 setores com os setores de saúde pública e privada desagregados. Os autores calcularam multiplicadores de emprego e renda e os índices de interligação para os setores.

Os resultados do estudo revelam que os setores de saúde pública e privada são de grande importância para a economia brasileira. Apesar de terem pouca capacidade de oferta para o restante da economia, apresentam considerável demanda.

3. Cabe salientar que esta revisão de literatura empírica não esgota o tema Economia da Saúde.

4. Multiplicadores tipo II são aqueles que captam os efeitos diretos, indiretos e induzidos de uma variação exógena ocorrida na demanda final.

Um papel relevante exercido pelos setores de saúde pública e privada é a geração de emprego, mostrando-se capazes de gerar um grande volume de emprego por capital investido. Outro resultado alcançado no trabalho foi o impacto desses setores no valor de produção da economia. Assim, para determinada variação na demanda final, esses setores estão entre os que mais impactam a produção (primeiro lugar para o setor privado e terceiro para o público).

Perobelli *et al.* (2010) fazem uma análise da estrutura (cadeia) produtiva do setor de saúde nacional de forma pormenorizada. Para tal, os autores utilizam MIPs para os anos de 2000 e 2005 similares às utilizadas neste estudo. Os autores fazem, primeiramente, uma análise descritiva das matrizes com o intuito de verificar a participação relativa dos subsetores do setor saúde no PIB, no VA, na composição relativa das compras e das vendas e no destino das compras e vendas. Posteriormente, é realizada uma análise dos indicadores clássicos de insumo-produto: multiplicadores simples do produto e do emprego, índices de ligações para a frente e para trás, setor-chave e campo de influência.

Os principais resultados do estudo mostram que o setor de saúde possui relações intrasetoriais fortes. As vendas dos subsetores da saúde são destinadas, em sua maioria, à demanda final, principalmente o consumo das famílias. Ademais, servem de insumos para os próprios subsetores da saúde, caracterizando uma baixa interação com os demais setores da economia. Este fato revela o baixo efeito de encadeamento para a frente e para trás dos subsetores da saúde, por conseguinte, não os caracteriza como setores-chave na economia nacional.

No que tange à geração de empregos, os subsetores de saúde, exceto os sub-setores industriais da saúde (fabricação de produtos farmacêuticos e fabricação de aparelhos médicos e odontológicos), apresentam um multiplicador de emprego bastante significativo. O setor de serviços sociais privados obteve o quarto maior multiplicador de emprego dentre todos os setores da economia brasileira.

Por fim, foi verificado que os setores fabricação de produtos farmacêuticos e fabricação de produtos médicos e odontológicos são demandantes, acima da média, de insumos importados, o que revela dependência externa dos referidos setores. Esse resultado mostra que tais setores possuem encadeamentos internos e externos.

Em relação aos trabalhos empíricos em economia da saúde utilizando MIPs e Contas Nacionais do Setor de Saúde (McConner e Wellever, 1989; Nicolella e Guilhoto, 2004; Silva, 2010; Perobelli *et al.*, 2010) é possível afirmar que: *i*) McConner e Wellever (1989) realizam uma análise da participação do emprego, produção e renda das famílias; *ii*) no trabalho de Nicolella e Guilhoto (2004), o setor saúde é subdividido somente em público e privado; *iii*) o trabalho de Silva (2010) faz uma análise descritiva do setor de saúde a partir do Sistema de Contas Nacionais (SCN); e *iv*) Perobelli *et al.* (2010) focam na análise do encadeamento produtivo dos subsetores da saúde.

O quadro 1 resume a discussão dos trabalhos aplicados à economia da saúde feita nesta subseção. O mesmo contém as principais questões, tais como objetivo e principais resultados obtidos.

QUADRO 1

Resumo de trabalhos empíricos aplicados à economia da saúde

Autores	Publicação	Países	Objetivos	Principais resultados
McConner e Wellever	1989	Estados Unidos	Mensurar as dimensões econômicas da indústria hospitalar de Montana sobre o emprego, a renda das famílias e o nível de produção de bens e serviços.	Os principais resultados concluem que o setor hospitalar do estado de Montana nos Estados Unidos possui grande impacto sobre a economia local.
Nicolella e Guilhoto	2004	Brasil	Os autores buscam analisar a contribuição do setor de saúde público e privado para a economia brasileira e suas relações com os demais setores da economia nacional.	Os resultados revelam que os setores de saúde público e privado se mostram importantes na geração de empregos e que possuem grandes impactos no valor da produção da economia.
Silva	2010	Brasil	Analisar a pesquisa de SNC do setor de saúde divulgada pelo IBGE.	Os resultados da investigação apontam que o setor de saúde nacional possui expressiva capacidade de agregar valor à economia, grande capacidade de geração de empregos e salários 84% acima da média dos setores brasileiros.
Perobelli <i>et al.</i>	2010	Brasil	Os autores fazem uma análise da estrutura (cadeia) produtiva do setor de saúde nacional de forma pormenorizada.	Os principais resultados apontam que o setor de saúde possui relações intrasectoriais fortes. As vendas dos subsetores da saúde são destinadas em sua maioria à demanda final, ou servem de insumos para os próprios subsetores da saúde, caracterizando uma baixa interação com os demais setores da economia, fazendo com que os subsetores da saúde possuam um baixo efeito de encadeamento na economia.

Elaboração dos autores.

Diante do pequeno número de trabalhos utilizando a metodologia de insumo-produto em economia da saúde, percebe-se uma lacuna a ser preenchida neste campo científico, principalmente, no que tange às variações na intra e interdependência dos setores relacionados à saúde. Cabe salientar, ainda, que foi feito um levantamento bibliográfico a respeito da metodologia utilizada neste estudo com aplicações para o setor de saúde, contudo, até onde se buscou, não foram

encontrados trabalhos que utilizassem a metodologia de SDA para tratar a agenda de pesquisa de economia da saúde.

Considerando o levantamento bibliográfico realizado, este estudo contribui para a literatura vigente em economia da saúde ao decompor o VBP dos setores ligados à saúde do Brasil em suas intra e interdependências com os demais setores da economia e nas contribuições do componente de demanda final. A fim de alcançar tal propósito, será realizada uma SDA utilizando as MIPs para o Brasil referentes aos anos 2000 e 2005.

3 METODOLOGIA E BANCO DE DADOS

3.1 Modelo básico de insumo-produto

A estrutura analítica matricial do modelo de insumo-produto, desenvolvida por Leontief (1941), fornece a descrição completa das interdependências ou interações (sob a ótica de compra e venda) dos setores produtivos em um determinado tempo e localidade (nação, região, estado) (Miller e Blair, 2009). Esse modelo parte da hipótese de equilíbrio na qual a quantidade demandada é idêntica à quantidade produzida de bens e serviços. Ademais, esse modelo detém limitações, como: *i)* coeficiente tecnológico constante; *ii)* retornos constantes de escala; *iii)* demanda final definida exogenamente; e *iv)* preços rígidos.

Os fluxos intersetoriais de bens e serviços de uma economia com n setores, determinados por fatores tecnológicos e econômicos, podem ser representados matricialmente da seguinte forma (Leontief, 1965-1983):

$$X = A * X + Y \quad (1)$$

onde:

X = vetor ($n \times 1$) com o valor bruto da produção;

Y = vetor ($n \times 1$) com a demanda final setorial; e

A = matriz ($n \times n$) com os coeficientes técnicos de produção.⁵

Para construção da matriz A , deve-se obter a relação fixa entre a produção de um setor e os seus insumos (z_{ij}/x_j), isto é, os coeficientes técnicos (a_{ij}). Definindo os termos:

z_{ij} = fluxo de insumos do setor i para o setor j ;

5. A matriz A também é conhecida como matriz de coeficientes diretos.

x_j = produção bruta total do setor j ; e

a_{ij} = razão de insumo-produto ou coeficiente técnico.

Dessa forma, a matriz de coeficientes técnicos (A) pode ser descrita da seguinte maneira:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}$$

Neste modelo, com o vetor de demanda final setorial conhecido e fixo, pode-se determinar o vetor de produção total setorial por meio da seguinte equação matricial:

$$X = (I - A)^{-1} * Y \quad (2)$$

onde:

I = matriz identidade ($n \times n$); e

$(I - A)^{-1} = B$ = tabela ($n \times n$) chamada de matriz inversa de Leontief.⁶

A equação-chave da MIP, portanto, é dada por:

$$X = B * Y \quad (3)$$

Este modelo básico de Leontief é classificado como de tecnologia baseada na indústria e com enfoque setor x setor ou produto x produto.

3.2 SDA⁷

A Análise de Decomposição – Decomposition Analysis (DA) – é um método de estática comparativa tendo como característica comum aos métodos de DA, o auxílio para o entendimento dos determinantes que influenciam o desenvolvimento de uma variável. Quando DA faz uso da MIP, tem-se o método de SDA. Os modelos de SDA são capazes de detalhar melhor a decomposição de mudanças estruturais e de demanda porque utilizam matrizes de insumo-produto (Hoekstra e Van Den Bergh, 2002). A SDA é, portanto, um método de estática comparativa viabilizado

6. Também chamada de matriz de coeficientes diretos e indiretos.

7. Saliencia-se que o trabalho não tem por objetivo fazer uma ampla revisão de literatura de SDA. Assim, são apresentados no corpo de texto apenas os trabalhos seminais referentes a SDA.

para mensurar as mudanças estruturais na economia, utilizando dados de MIPs (Dietzenbacher e Hoekstra, 2002).

O método de SDA tem sua origem nos desenvolvimentos de Carter (1970). É possível também destacar as contribuições de Blair e Wyckoff (1989), Skolka (1989) e Rose e Casler (1996) (textos sugeridos para uma revisão crítica da técnica). SDA permite a decomposição das relações insumo-produto em quaisquer dois pontos no tempo, 0 e 1, como a soma dos efeitos associados a cada uma das fontes individuais de mudança. Como discutido por Chóliz e Duarte (2006), o uso da decomposição em setores é também compatível com o uso de SDA. Com a SDA, pode-se perceber que, para qualquer mudança na produção, parte é devida a mudanças nos coeficientes técnicos dos setores, ou seja, mudança na estrutura produtiva setorial e parte é proveniente de mudanças na demanda final.

Diante disso, e de posse de MIPs, torna-se interessante a desagregação do montante total da mudança em algum aspecto da economia nacional em contribuições feitas por seus vários componentes (Miller e Blair, 2009). No presente estudo, busca-se avaliar se ocorreram mudanças estruturais na produção brasileira entre os anos 2000 e 2005 para os setores relacionados à saúde. Para alcançar tal propósito, serão utilizadas tabelas de insumo-produto para os referidos anos, desagregadas em sessenta setores. Quando verificadas as variações, o método SDA possibilita decompor-las em mudanças estruturais e/ou aumento da demanda final.

3.2.1 Decomposição inicial: mudanças no produto

Com o intuito de se obter uma ideia geral da abordagem SDA, exploram-se, inicialmente, as mudanças no produto. O modelo básico de insumo-produto, apresentado na subseção 3.1, para cálculo de produto setorial, dado certo nível de demanda final é:

$$X = B * Y \quad (3)$$

Com isso, a ilustração de decomposição estrutural em uma MIP se centra nas diferenças no vetor de produto para esses dois anos. Como usual produto no ano t , X^t ($t = 0, 1$), é encontrado em um sistema insumo-produto como:

$$X^1 = B^1 * Y^1 \quad (4)$$

$$X^0 = B^0 * Y^0 \quad (5)$$

Assim, a mudança observada no produto em todo o período é:

$$\Delta X = X^1 - X^0 = B^1 * Y^1 - B^0 * Y^0 \quad (6)$$

A tarefa é decompor a variação total do produto em mudanças de seus componentes, isto é, separar a variação ocasionada pela mudança na estrutura produtiva ($\Delta B = B^1 - B^0$) da variação devida à mudança na demanda final ($\Delta Y = Y^1 - Y^0$). Um número de expansões alternativas e rearranjos dos termos de (6) podem ser derivados. Por exemplo, usando somente valores para o ano 1 para B e apenas valores de 0 para Y e, substituindo B^0 por $(B^1 - \Delta B)$ e Y^1 por $(Y^0 + \Delta Y)$ em (6), tem-se:

$$\Delta X = B^1 * (Y^0 + \Delta Y) - (B^1 - \Delta B) * Y^0 = \Delta B * Y^0 + B^1 * \Delta Y \quad (7)$$

Essa álgebra produz uma decomposição da mudança total no produto em: *i*) uma parte atribuível a mudanças na estrutura produtiva, ΔB , neste caso ponderado pela demanda final do ano 0 (Y^0); e *ii*) uma parte que reflete variações na demanda final, ΔY , ponderada pela estrutura produtiva do ano 1 (B^1).

Alternativamente, usando apenas valores de 0 para B e somente valores de 1 para Y , bem como substituindo B^1 por $(B^0 + \Delta B)$ e Y^0 por $(Y^1 - \Delta Y)$, (6) torna-se:

$$\Delta X = (B^0 + \Delta B) * Y^1 - B^0 * (Y^1 - \Delta Y) = \Delta B * Y^1 + B^0 * \Delta Y \quad (8)$$

Neste caso, a contribuição da mudança da estrutura produtiva é ponderada pela demanda final de 1 (Y^1) enquanto a contribuição da demanda final está ponderada pela estrutura produtiva do ano-base (B^0).

Partindo da equação (6), além das duas alternativas demonstradas, duas outras são possíveis.⁸ Dietzenbacher e Los (1998) examinaram uma ampla variedade de decomposições admissíveis e concluíram que a média dos resultados de (7) e (8) é a abordagem frequentemente aceita e, por tal motivo, será a abordagem SDA utilizada no presente estudo. Somando (7) e (8), a nova equação pode ser descrita como segue:

$$2\Delta X = \Delta B * Y^0 + B^1 * \Delta Y + \Delta B * Y^1 + B^0 * \Delta Y \quad (9)$$

8. As quatro alternativas possíveis são demonstradas detalhadamente em Miller e Blair (2009, p. 594-596).

e então,

$$\Delta X = \left(\frac{1}{2}\right) * \Delta B * (Y^0 + Y^1) + \left(\frac{1}{2}\right) * (B^0 + B^1) * \Delta Y \quad (10)$$

onde:

$\Delta B * (Y^0 + Y^1)$ corresponde à mudança estrutural; e

$(B^0 + B^1) * \Delta Y$ é equivalente à variação na demanda final.

De posse dos resultados numéricos obtidos por meio da equação (10), serão construídos números-índices a fim de se estabelecer comparações entre variações ocorridas tanto na estrutura produtiva [$1/2 * \Delta B * (Y^0 + Y^1)$] quanto na demanda final [$1/2 * (B^0 + B^1) * \Delta Y$] ao longo do tempo. A importância de os resultados serem apresentados como números-índices se deve ao fato de eliminar possíveis tendências inflacionárias entre dois períodos de tempo.

A fim de estabelecer uma análise comparativa, os números-índices total, de mudança estrutural e de demanda final serão calculados conforme as equações (11), (12) e (13), respectivamente.

$$\hat{Índice}_{total(j)} = \frac{X^{1(j)}}{X^{0(j)}} * 100 \quad j = 1, 2, \dots, n\text{-ésimo setor} \quad (11)$$

É o índice que relaciona o VBP do setor j do ano final da análise ($X^{1(j)}$) em relação ao VBP do setor j do ano-base (ano inicial – $X^{0(j)}$). Valores acima de 100 significam variações positivas no VBP setorial, isto é, o VBP do setor j aumentou no período de análise considerado.

Antes de analisar o componente de mudança estrutural *per se*, é necessário esclarecer alguns problemas que podem causar variações nos coeficientes técnicos ocasionando prejuízos para a discussão dos resultados.

Vaccara e Simon (1968) e Östblom (1992) descrevem que a mudança estrutural setorial (ou seja, as mudanças nas dependências inter e intrasetorial) é apenas uma das muitas possíveis causas de variações dos coeficientes técnicos entre dois períodos. Um fator importante que poderia causar uma diferença nos coeficientes técnicos em dois períodos seria uma mudança dada no *mix* de produção de certo setor. Outro fator que poderia contribuir para mudança nas relações técnicas entre dois períodos é a divergência da atual relação técnica com uma função linear homogênea. Em outras palavras, os coeficientes do ano inicial da análise para um determinado setor podem diferir dos coeficientes do ano final apenas porque a escala de operação ou o grau de capacidade de utilização foi muito maior em um dos anos da análise.

Por último, deve-se salientar que algumas mudanças nos coeficientes podem refletir fatores aleatórios, ou seja, utilizar diferentes métodos para estimar o coeficiente pode ser uma das causas da variação. Saliente-se que nenhum dos problemas supracitados ocorre neste estudo, visto que a estrutura produtiva brasileira já estava consolidada no período de análise considerado. Ademais, a metodologia utilizada para apurar os coeficientes de insumo-produto é idêntica em ambos os períodos (metodologia do IBGE).

Com isso, o número-índice referente à variação tecnológica do setor j é dado por:

$$\hat{Índice}_{dependência\ estrutural(j)} = \frac{\left\{ X^{0(j)} + \left[\frac{1}{2} * \Delta B * (Y^0 + Y^1) \right]^{(j)} \right\}}{X^{0(j)}} * 100 \quad (12)$$

Guilhoto, Moretto e Rodrigues (2001) e Östblom (1992) indicam que os valores abaixo de 100 representam avanços na estrutura produtiva do setor, isto é, a mesma quantidade produzida pelo setor j utilizando menos insumos ou maior produção de j utilizando a mesma quantidade de insumos. De modo oposto, valores acima de 100 correspondem a um retrocesso da estrutura produtiva setorial.

O número-índice referente à demanda final é calculado como segue:

$$\hat{Índice}_{demanda\ final(j)} = \frac{\left\{ X^{0(j)} + \left[\frac{1}{2} * (B^0 + B^1) * \Delta Y \right]^{(j)} \right\}}{X^{0(j)}} * 100 \quad (13)$$

Os valores acima de 100 podem ser interpretados como variação positiva do VBP do setor j advinda do componente de demanda final.

Visto que a mudança ocorrida no VBP tem como fontes de variações as mudanças nos componentes de estrutura produtiva e de demanda final – equação (10) –, o índice total do setor j – equação (11) – é também decomposto nos referidos componentes. A equação (14) comprova a afirmativa anterior.

$$\hat{Índice}_{total(j)} = \hat{Índice}_{demanda\ final(j)} + \left(\hat{Índice}_{dependência\ estrutural(j)} - 100 \right) \quad (14)$$

3.2.2 Mudança na matriz de insumos diretos: decomposição de ΔA

A expressão demonstrada por Miller e Blair (2009) que relaciona a mudança na inversa de Leontief a uma mudança na matriz de coeficientes técnicos, A , é descrita da seguinte forma:

$$\Delta B = B^1 * (\Delta A) * B^0 \tag{15}$$

De forma alternativa:

$$\Delta B = B^0 * (\Delta A) * B^1 \tag{16}$$

De posse destes resultados, há diversas formas de decompor ΔA . Para uma economia com n setores,

$$A^1 = A^0 + \Delta A = \begin{bmatrix} a_{11}^0 + \Delta a_{11} & \cdots & a_{1n}^0 + \Delta a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^0 + \Delta a_{n1} & \cdots & a_{nn}^0 + \Delta a_{nn} \end{bmatrix} \tag{17}$$

$$\text{Tome } \Delta A^{(j)} = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & \Delta a_{1j} & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & \Delta a_{nj} & \cdots & 0 \end{bmatrix} \text{ como variações na estru-}$$

tura produtiva do j -ésimo setor, $j = 1, 2, \dots, n$. Então,

$$\Delta A = \sum_{j=1}^n \Delta A^{(j)} \tag{18}$$

Essa decomposição de ΔA pode ser introduzida em (15) e a expressão resultante para ΔB em (10) toma forma de:

$$\Delta X = \left(\frac{1}{2}\right) * \left[B^1 * (\Delta A^{(1)}) * B^0 \right] * (Y^0 + Y^1) + \cdots + \left(\frac{1}{2}\right) * \left[B^1 * (\Delta A^{(n)}) * B^0 \right] * (Y^0 + Y^1) + \left(\frac{1}{2}\right) * (B^0 + B^1) * \Delta Y \tag{19}$$

onde:

$(1/2) * [B^1 * (\Delta A^{(1)}) * B^0] * (Y^0 + Y^1)$ refere-se ao efeito da mudança nos encaixamentos produtivos do setor 1;

$(1/2) * [B^1 * (\Delta A^{(n)}) * B^0] * (Y^0 + Y^1)$ corresponde ao efeito da mudança estrutural do n -ésimo setor; e

$(1/2) * (B^0 + B^1) * \Delta Y$ é o mesmo efeito decorrente da variação da demanda final mencionado anteriormente como em (10).

Para melhor visualização dos resultados obtidos por meio da decomposição da variação do componente de dependência estrutural (ΔA), os mesmos serão apresentados em forma de gráficos de barra. Salienta-se que somente serão apresentados os elos de dependência setorial mais importantes de cada setor relacionado à saúde, ou seja, serão apresentados os cinco elos de dependência setorial mais fortes e os cinco elos mais fracos.

3.3 Base de dados

Esta subseção tem por objetivo descrever as tabelas de insumo-produto brasileiras assim como explicitar os subsetores do setor de saúde nacional. Além disso, será apresentado o procedimento adotado na compatibilização das MIPs, para *a posteriori*, incorporar os subsetores de saúde nas mesmas. No presente estudo, foram compatibilizados dois sistemas de dados, quais sejam: *i*) SCN e *ii*) Contas Nacionais do Setor de Saúde.

3.3.1 SCN

O SCN é uma base de dados divulgada pelo IBGE e é utilizada para calcular a MIP em 55 setores para o Brasil, para os anos de 2000 e 2005. O SCN sintetiza as informações/fluxos econômicas de um país. Ele é estruturado a partir de uma metodologia padrão, elaborada pela Organização das Nações Unidas (ONU) em parceria com outros órgãos internacionais,⁹ cujas recomendações estão reunidas no manual *System of National Accounts*, 1993. O SCN fornece o principal arcabouço para análise macroeconômica usado no planejamento e acompanhamento da economia nacional e utiliza como pontos de partida as Tabelas de Recursos e Usos (TRUs) e as Contas Econômicas Integradas (CEIs) (IBGE, 2008).

Nas TRUs, as informações são reunidas sob a ótica das unidades produtivas (unidades locais de empresas, famílias produtoras etc.). As unidades produtivas são agrupadas e analisadas segundo sua atividade econômica principal, definida de acordo com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) versão 1.0.

9. Banco Mundial, Comissão das Comunidades Europeias – Statistical Office of the European Communities (EUROSTAT) –, Fundo Monetário Internacional (FMI) e Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

As TRUs descrevem as atividades econômicas segundo três perspectivas: a perspectiva dos recursos ou da oferta (valor produzido, importado ou pago em impostos sobre produtos e margens de comércio e transporte); a perspectiva dos usos ou da demanda (valor consumido, estocado, usado como investimento ou exportado); e a perspectiva da renda (salários pagos, excedentes operacionais e outros impostos sobre a produção, não incluindo impostos sobre produtos).

As CEIs sintetizam o comportamento dos agentes econômicos, que varia segundo suas características institucionais e não segundo a atividade econômica que exercem. Os setores institucionais são divididos em famílias, administração pública, instituições sem fins lucrativos a serviço das famílias e empresas (financeiras e não financeiras). As CEIs com dados de saúde têm informações sobre produção, contas externas e geração da renda.

Além de permitir a estimativa do PIB e de reunir informações sobre consumo e investimento, o SCN permite a análise de setores produtivos específicos da economia, como o de saúde. Segundo OECD (1993) o manual *System of National Accounts* de 1993 recomenda, para isso, a elaboração de contas-satélites.

Foram utilizadas as tabelas 1 (recursos de bens e serviços), 2 (usos de bens e serviços a preço de consumidor) e 3 (oferta e demanda da produção a preço básico) do SCN para construção das MIPs do Brasil com 55 setores. As tabelas têm originalmente uma abertura de 110 produtos por 55 setores, ou seja, uma matriz 110 x 55.

Na tabela 1 tem-se a oferta de bens e serviços da economia a preços correntes, além dos valores de importação. A tabela 2 foi usada para fornecer o VA da economia. A tabela 3, por sua vez, foi utilizada para prover os valores de consumo intermediário e da demanda final.

3.3.2 Procedimento adotado para a construção da MIP 60 x 60

Para usar a metodologia de insumo–produto é necessário ter uma matriz quadrada, de forma que a mesma possa ser invertida, possibilitando posteriores análises com base na matriz inversa de Leontief.

A matriz inicial possuía uma tecnologia 110 x 55 (produto x setor). Como afirmado na subseção 3.3.1, após a compatibilização entre as duas bases de dados, a matriz resultante seria de tecnologia setor x setor, com abertura para 60 setores produtivos (quadro A.1 do apêndice).

Os passos seguidos para construção da MIP com incorporação do subsetor de saúde foram:

- 1) Abertura da matriz de recursos de bens e serviços 110 x 55 (tabela 1 do SCN), incorporando os setores de saúde, resultando em uma matriz 110 x 60. Para tal, foi utilizada a matriz recursos de bens e serviços das

Contas Nacionais do Setor de Saúde (tabela 1). Neste estudo optou-se por utilizar a “tecnologia do setor”, ou seja, define-se a existência de uma estrutura de insumos para cada atividade produtiva. A hipótese utilizada é que uma indústria emprega a mesma tecnologia de produção para todos os seus produtos. Dessa forma, será possível construir a matriz de *market-share*, como sendo uma matriz atividade x produto (matriz D). D é construída a partir da matriz de produção (tabela 1 do sistema de insumo-produto) por meio da normalização de seus valores em relação ao total produzido de cada produto. A matriz resultante fornece informações sobre qual a proporção com que cada produto se origina dos diversos setores de atividade econômica.

- 2) Abertura da matriz de oferta e demanda da produção a preço básico (tabela 3 do sistema de insumo-produto), incorporando os subsetores de saúde. Para tal, utiliza-se a tabela 2 (usos de bens e serviços) das Contas Nacionais do Setor de Saúde. Assim, foi possível obter uma matriz de fluxos monetários de tecnologia produto x setor (110 x 60) com os fluxos de consumo intermediário e valores referentes à demanda final.
- 3) Transformação da matriz de oferta e demanda da produção (construída no item 2) em uma matriz quadrada. Para tal, adotou-se o seguinte procedimento: multiplicou-se a matriz de *market-share* (construída em *i*) transposta (60 x 110) pela matriz de oferta e demanda da produção (110 x 60), construída no item 2, resultando em uma matriz quadrada 60 x 60. Na MIP 60 x 60 foi incorporado o VA, extraído da matriz de usos de bens e serviços a preço de consumidor (tabela 2 do SCN). Para os dados do VA referentes à saúde, foi utilizada a tabela 2 (usos de bens e serviços) das Contas Nacionais do Setor de Saúde. Para o fechamento da matriz pela ótica das compras, o valor das importações foi obtido de forma residual, isto é, como sendo a diferença entre o valor do total da produção e a soma do consumo intermediário e VA.

Importante salientar que todos os procedimentos adotados ao longo da formulação da base de dados do estudo foram os mesmos para os anos 2000 e 2005. E, ainda, as matrizes contendo os coeficientes técnicos dos subsetores de saúde são disponibilizadas nas tabelas A.1 e A.2 no apêndice, para possível replicação dos resultados e uma análise da consistência dos mesmos.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Esta seção é destinada à análise dos resultados obtidos por meio da SDA para a economia brasileira nos anos de 2000 e 2005, pormenorizada em oito setores supracitados que formam o setor agregado da saúde.

A variação do VBP no período de análise é devida, como mencionado anteriormente, a uma variação na estrutura produtiva e a uma variação decorrente da demanda final. Os resultados serão discutidos separando-os por tipo de efeito a fim de melhor explicá-los.

Pode-se perceber pelos resultados constantes na tabela 1 que, durante o período analisado, houve um aumento no VBP da economia brasileira de 89%. Porém, este aumento não afetou todos os setores da economia brasileira de forma homogênea, ou seja, alguns setores cresceram acima dos 89% e outros cresceram abaixo deste nível. O setor que teve maior crescimento do VBP foi o setor de petróleo e gás natural com uma variação de 240%. Grande parcela desse aumento pode ser reflexo do “apagão energético” ocorrido no final dos anos 2000. Esse fenômeno levou muitas empresas a utilizarem o gás natural em seus processos produtivos. Outra possível explicação para tal variação é o aumento da frota automotiva movida a gás natural e a utilização deste combustível fóssil em usinas termelétricas com o objetivo de gerar energia elétrica no período analisado. Por outro lado, o setor que apresentou menor variação foi o de serviços de manutenção e reparação, com uma variação do VBP de apenas, 23%.

TABELA 1

Crescimento do VBP brasileiro, para setores selecionados (2000-2005)

Setores	VBP (R\$ milhões)		Δ % VBP
	2000	2005	
Petróleo e gás natural	20.958	71.196	239,71
Fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico	2.530	5.543	119,09
Comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos	7.625	15.706	105,98
Saúde pública	29.077	58.799	102,22
Atividades de atendimento hospitalar	14.117	26.498	87,70
Fabricação de produtos farmacêuticos	13.999	21.893	56,39
Outras atividades relacionadas com atenção à saúde	22.963	34.834	51,70
Serviços sociais privados	3.058	4.576	49,64
Assistência médica suplementar	6.683	8.417	25,95
Serviços de manutenção e reparação	20.625	25.454	23,41
Economia brasileira	2.003.571	3.786.683	89,00

Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

No que tange aos setores ligados à saúde, fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos e saúde pública foi observada uma variação no VBP acima dos 89% apresentados pela economia. Os valores, respectivamente, são: 119%, 106% e 102%. Os outros cinco setores cresceram a taxas menores que a média registrada pela economia.

Estes fatos tornam-se mais claros a partir de um exame detalhado da tabela 2 em que estão presentes os resultados da SDA para os setores de saúde.¹⁰ É possível observar, por meio da análise da tabela 2, o quanto da variação total do VBP, ocorrida em cada setor relacionado à saúde no período de análise, decorre do aumento de demanda final e ou da variação da estrutura produtiva (coeficientes técnicos).

TABELA 2

Resultados da SDA para os setores de saúde brasileiros (2000-2005)

Setores	Índice para mudança no VBP (2000 = 100)		
	Total	Variação estrutural	Demanda final
Fabricação de produtos farmacêuticos	156,39	89,64	166,75
Fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico	219,09	108,56	210,53
Comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos	205,98	107,93	198,05
Assistência médica suplementar	125,95	69,45	156,49
Atividades de atendimento hospitalar	187,70	100,03	187,68
Outras atividades relacionadas com atenção à saúde	151,70	99,22	152,48
Serviços sociais privados	149,64	99,17	150,47
Saúde pública	202,22	99,98	202,24

Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

A coluna referente à demanda final (coluna 3) apresenta uma análise de estática comparativa para o citado componente, ou seja, qual seria o valor da variação total decorrente do aumento da demanda final caso não houvesse variação na estrutura produtiva dos setores no período analisado.

Por meio deste tipo de análise, o setor que mais cresceria seria o setor de caminhões e ônibus, com um índice de 305,85. O setor que menos cresceria seria o setor de artigos de vestuário e acessórios, com um valor de 143,05. Apesar de ser o setor que apresenta menor índice, ainda assim cresceria 43,05% caso não houvesse nenhuma mudança na estrutura produtiva no período. Isto demonstra que a economia brasileira possui um forte componente de crescimento influenciado pela demanda final. Talvez, este fato tenha de ser interpretado à luz da estabilidade econômica, crescimento econômico, aumento do crédito e da renda das famílias no período analisado, ou seja, as famílias realizando uma demanda reprimida. Resultados semelhantes foram encontrados por Savona e Lorentz (2006) para economias avançadas.

No que diz respeito aos setores da saúde, três se situaram entre os vinte setores com maiores níveis de crescimento, o que implica dizer que, se não houvesse

10. Resultados da análise de decomposição estrutural para toda a economia brasileira encontram-se disponíveis para consulta mediante solicitação.

mudança na estrutura produtiva no período, estes três setores teriam uma variação positiva da produção decorrente apenas de um aumento da demanda final. Estes setores são: fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, saúde pública e comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos, com valores, respectivamente, 210,53; 202,24; e 198,05 (tabela 2). Os cinco setores restantes apareceram em posições intermediárias.

O crescimento do setor fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, impulsionado pela demanda final, pode ser explicado pelo fato de que, a partir dos anos 2000, o setor de equipamentos em saúde passa a crescer mais de 7% ao ano (a.a.). Se, por um lado, com o crescimento da renda no país, há maior demanda pelos serviços de saúde, por outro o investimento do governo brasileiro para desenvolvimento industrial em saúde é cada vez maior no período em questão (Brasil, 2010).

Quanto ao aumento da demanda do setor saúde pública, o mesmo já era esperado, visto que neste setor se incluem, principalmente, as ações de saúde ligadas ao SUS. No período de análise contemplado neste estudo (2000 a 2005) foi verificada uma trajetória ascendente dos gastos do SUS, exceto em 2003, quando se observou uma pequena queda devido à transição de governos das esferas federal e estadual (Brasil, 2007; Piola, 2010).

Já a importância da demanda para o setor comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos pode ser interpretada em virtude da criação do Programa de Medicamentos Genéricos, em 1999, e do aumento da renda das famílias. Este programa facilitou o acesso da população à obtenção desses produtos, afinal os medicamentos genéricos foram introduzidos, em média, com preços 40% menores do que os medicamentos de referência (Vieira e Zucchi, 2006).

Diante do discorrido, pode-se afirmar que o componente de demanda exerce forte influência sobre a mudança do VBP referente aos setores de saúde no caso brasileiro.

Quanto à variação no VBP setorial que é devida, unicamente, às mudanças nas relações de produção, ela é apresentada na coluna 2 da tabela 2. De acordo com as sugestões de Guilhoto, Moretto e Rodrigues (2001) e Östblom (1992), os valores abaixo de 100 podem ser entendidos como avanços na estrutura produtiva do setor analisado.

Antes de discutir os resultados encontrados referentes à variação na estrutura produtiva, vale ressaltar, ainda, a consideração feita por Viotti (2002). O autor aborda as questões tecnológicas, enfatizando que os processos de mudança na estrutura produtiva de economias em industrialização são geralmente limitados à absorção e ao melhoramento de inovações produzidas nos países industrializados.

Analisando o componente de mudança estrutural setorial, verifica-se que o setor que obteve um maior retrocesso na estrutura produtiva no período, perdendo

dinamismo na produção, foi o de peças e acessórios para veículos automotores, com um valor de 175 pontos de índice. Gonçalves e Simões (2005) encontraram que este setor, no período de 1998 a 2000, foi um dos que mais investiram em pesquisa e desenvolvimento (P&D). Talvez a perda de dinamismo verificada nos anos subsequentes se deva ao aumento do número de montadoras de veículos estrangeiras no país, o que teria desestimulado o avanço da estrutura produtiva do setor, afinal as filiais contam com suas sedes para as “necessidades tecnológicas”. Por outro lado, o setor que mais desenvolveu sua estrutura de produção foi o de álcool com um valor de 65 pontos de índice. Nesta análise, fica evidente que existe grande divergência nos esforços de avanço da estrutura produtiva entre os setores da economia brasileira.

No que tange aos setores da saúde, como pode ser observado na coluna 2 da tabela 2, os que mais se destacaram com avanço nas intra e interdependências de produção foram os de assistência médica suplementar e fabricação de produtos farmacêuticos, com 69 e 90 pontos de índice, respectivamente. Estes setores estão entre os dez que mais desenvolveram sua estrutura de produção no período de análise. Isso mostra que o avanço na estrutura produtiva destes dois setores é pequeno se comparado ao do setor que obteve o maior avanço da economia brasileira: 4 pontos de índice para o setor assistência médica suplementar e 25 pontos para o setor fabricação de produtos farmacêuticos. O avanço produtivo do setor assistência médica suplementar pode ser devido, em parte, à busca por superação dos riscos inerentes ao setor e à demanda por diagnósticos cada vez mais sofisticados. Vale lembrar, quanto a esse último ponto, que o Brasil é o segundo maior mercado mundial em seguro de saúde suplementar.

Quanto ao avanço verificado para o setor fabricação de produtos farmacêuticos, o mesmo pode ser explicado por ocasião da “absorção passiva” de tecnologia definida por Viotti (2002). De acordo com o autor, absorção passiva ocorre via projetos de investimentos com técnicas prontas para serem usadas, por investimentos diretos externos, pelo licenciamento de tecnologia e pela compra de pacotes de tecnologia com assistência técnica dos fornecedores de bens de capital. Nesse caso, nenhum ou mínimo esforço de avanço produtivo é observado. Isso parece plausível ao setor de produtos farmacêuticos pelo fato de que a característica central da indústria farmacêutica brasileira é a importação quase total dos fármacos e reagentes para a produção dos remédios (Gonçalves e Simões, 2005). A partir dos anos de 1999 com a implantação do programa de medicamentos genéricos houve quebra de patentes de um grande número de medicamentos, cenário que evidencia a afirmação feita por Viotti (2002).

Os setores de saúde ligados à indústria, tais como os de fabricação de produtos farmacêuticos e de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, se comportaram de maneira divergente. No setor fabricação de produtos farmacêuticos

houve um avanço na estrutura produtiva positiva na ordem de 10,4%. Todavia, como foi mencionado, este resultado pode ser entendido à luz da “absorção passiva” de tecnologia. No que tange ao setor de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, foi registrado um retrocesso na estrutura produtiva da ordem de 8,5% no período analisado. Gonçalves e Simões (2005), em sua análise do esforço tecnológico dos setores industriais brasileiros, apontam que o setor fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico possui significativo esforço interno para criação e acumulação de conhecimento novo e baseia-se, relativamente mais que outros setores da economia brasileira, em gastos de P&D e em recursos humanos qualificados para inovar no processo produtivo. Todavia, a baixa participação do setor de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico no VBP nacional (0,13% e 0,15% em 2000 e 2005, respectivamente) pode ter desestimulado os investimentos no setor, ocasionando perdas nas relações produtivas no período analisado.

Ainda analisando o papel da mudança na estrutura de intra e interdependência dos setores da saúde, foi calculada a variação da estrutura produtiva de forma desagregada a fim de identificar os setores que possuem maiores elos de intra e interdependência com os subsetores de saúde.¹¹ Assim sendo, verificou-se como as relações de dependência setorial influenciam nos avanços produtivos dos setores de saúde no período de análise.

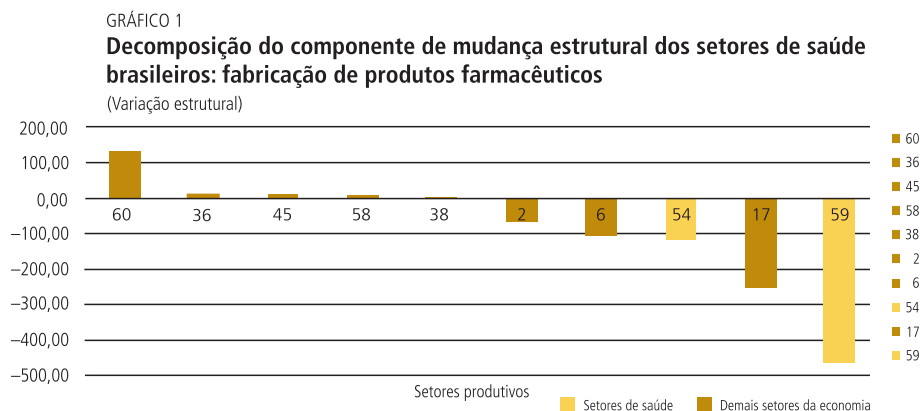
No gráfico 1, é possível perceber quais são as relações de dependência produtiva mais importantes para o setor de fabricação de produtos farmacêuticos.¹² De acordo com os resultados apresentados, é possível afirmar que variações na estrutura produtiva nos setores de pecuária e pesca (2); alimentos e bebidas (6); atividade de atendimento hospitalar (54); fabricação de resina e elastômeros (17); e saúde pública (59) exercem forte impacto no avanço produtivo do setor de fabricação de produtos farmacêuticos. Em outras palavras, no que se refere aos elos de dependência estrutural, é possível afirmar que os elos mais importantes são os referentes aos setores supracitados.

Cabe ressaltar a importância das relações produtivas intrassetorial, ou seja, a interdependência do setor de fabricação de produtos farmacêuticos com os demais setores ligados à saúde, tendo como principais elos de avanço na estrutura produtiva os setores atividades de atendimento hospitalar e saúde pública. De forma geral, nota-se que as interações produtivas refletem, em certa medida, interações de compra e venda de insumos e serviços intersetoriais. Com base em Lemos *et al.* (2009), setores como pecuária e pesca, saúde mercantil e saúde pública respondem,

11. Cálculo feito a partir da equação (19), demonstrada na subseção 3.2.2.

12. Elos de dependência estrutural fortes são definidos como as relações de dependência estrutural que contribuem para avanço da estrutura produtiva setorial (valores negativos nos gráficos). Por outro lado, elos de dependência estrutural fracos são aquelas relações de dependência estrutural que não contribuem para avanço da estrutura produtiva do setor em questão (valores positivos nos gráficos).

respectivamente, por 4,9%, 5,6% e 12,5% da demanda do setor farmacêutico, com dados de 2005. Nesse caso, enfatiza-se que o avanço na estrutura de produção observado no setor farmacêutico pode receber estímulos oriundos da demanda (fatores do tipo *demand-pull*).¹³ As interações com setores fornecedores de insumos, como é o caso de resinas e elastômeros, também geram estímulos em termos de avanços produtivos, como explicado pelo argumento de Schmookler (1966), ao afirmar que uma das melhores formas de um setor obter avanços no seu processo produtivo é melhorar os insumos que ele adquire de outros setores.



Dentro da análise de dependência estrutural, é importante também ressaltar os elos mais frágeis, ou seja, aqueles setores em que avanços no processo produtivo têm pouca importância para o setor de fabricação de produtos farmacêuticos. Os cinco principais elos são: administração pública e seguridade social (60); automóveis, caminhonetes e utilitários (36); transporte, armazenagem e correio (45); educação pública (58); e peças e acessórios para veículos automotores (38).

Ao analisar a variação na estrutura produtiva de forma desagregada para o setor de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico (gráfico 2) percebe-se que, no Brasil, este setor não possui elos fortes de interdependência produtiva com os demais setores ligados à saúde. Assim, pode-se afirmar que avanços na estrutura de produção dos setores de saúde possuem pouca ou nenhuma relevância para este setor. Isto fica evidente quando se analisam os cinco elos mais fracos para este setor, em que aparecem três setores da saúde: saúde pública (59); outras atividades relacionadas com atenção à saúde (55); e atividades de atendimento hospitalar (54). Os setores que mais contribuem para avanços na estrutura produtiva do setor de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar

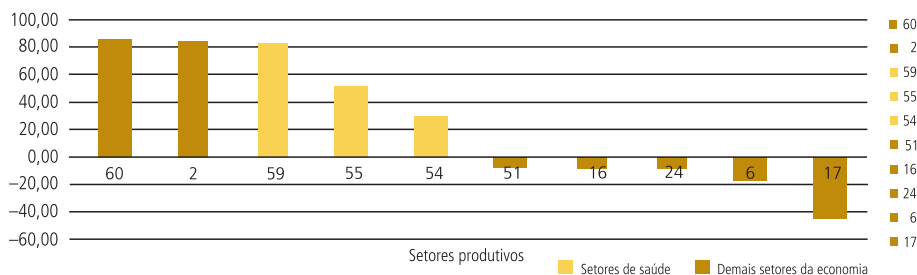
13. Setores do tipo puxados pela demanda (*demand pull*) são aqueles em que pressões da demanda são vistas como fontes fundamentais de avanços na estrutura produtiva.

e odontológico são, respectivamente: serviços de alojamento e alimentação (51); produtos químicos (16); artigos de borracha e plástico (24); alimentos e bebidas (6); e fabricação de resinas e elastômeros (17). Dentre estes últimos, a relação com os setores de produtos químicos e de fabricação de resinas e elastômeros são fortes também em termos de compra de insumos, pois 26% das compras de insumos do setor de fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico em 2005 provinham de “produtos e preparados químicos diversos” (Lemos *et al.*, 2009).

GRÁFICO 2

Decomposição do componente de mudança estrutural dos setores de saúde brasileiros: fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico

(Variação estrutural)



Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

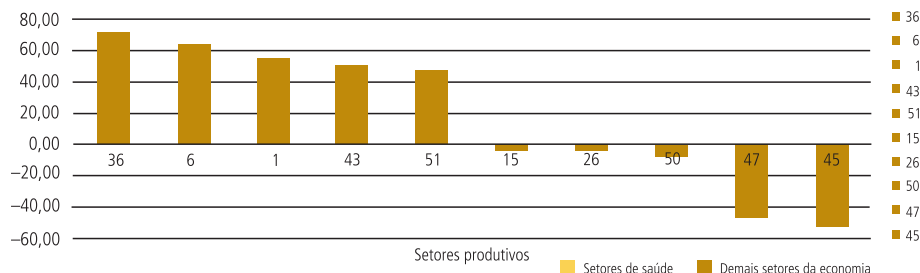
Obs.: Os números no eixo das abscissas referem-se a cada setor da economia.

O setor de comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos não possui elos significativos de intradependência com os setores de saúde como se pode observar no gráfico 3, pois os setores ligados à saúde não aparecem no mesmo. Esse setor pode ser caracterizado como de baixo conteúdo tecnológico e por limitada capacidade para desenvolver novos produtos e processos internamente, ou seja, são firmas receptoras de conhecimento avançado produzido em outros setores (Castellacci, 2008).

GRÁFICO 3

Decomposição do componente de mudança estrutural dos setores de saúde brasileiros: comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos

(Variação estrutural)

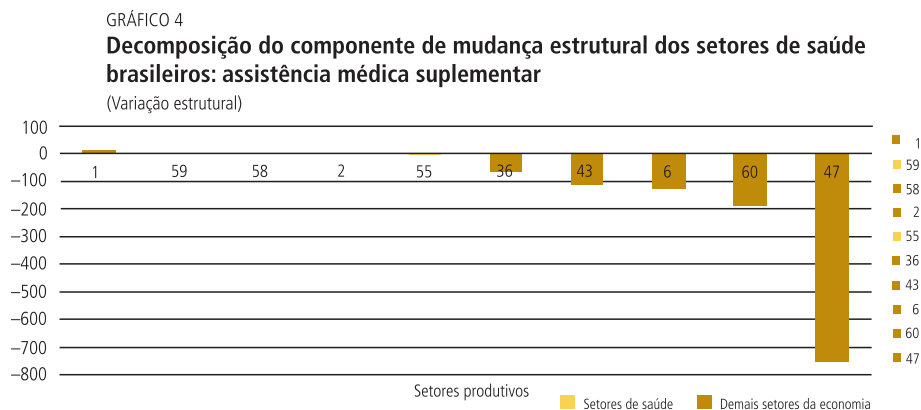


Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

Obs.: Os números no eixo das abscissas referem-se a cada setor da economia.

Os setores que possuem maiores relações de interdependência produtiva com o setor de comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos são de álcool (15); outros produtos de minerais não metálicos (26); serviços de manutenção e reparação (50); intermediação financeira e seguro outros (47); e transporte, armazenagem e correio (45). Como o setor analisado trata de comércio, aquele que mais contribui em termos de avanços na estrutura produtiva, como era esperado, é o setor de transporte, armazenagem e correio. No que tange aos elos fracos, os setores menos importantes são: automóveis, caminhonetas e utilitários (36); alimentos e bebidas (6); agricultura, silvicultura e exploração florestal (1); comércio outros (43); e serviços de alojamento e alimentação (51).

Analisando a gráfico 4 observa-se que o setor que possui maior relação produtiva com o setor de assistência médica suplementar é o de intermediação financeira e seguros (47). Isto se deve ao fato de o setor em análise pertencer a uma categoria de seguro (planos de saúde) que, na grande maioria, está ligada a instituições financeiras; logo, qualquer avanço produtivo que advenha desse setor 47 influencia o setor de assistência médica suplementar quase instantaneamente. Os outros setores que possuem elos de dependência estrutural importantes são: administração pública e seguridade social (60); alimentos e bebidas (6); comércio outros (43); e automóveis caminhonetas e utilitários (36). Segundo Castellacci (2008), esses serviços, que podem ser agrupados nos “serviços de suporte à infraestrutura”, possuem firmas que usam tecnologias de informação desenvolvidas por outros setores para aumentar a eficiência do seu processo produtivo e a qualidade de seus serviços.



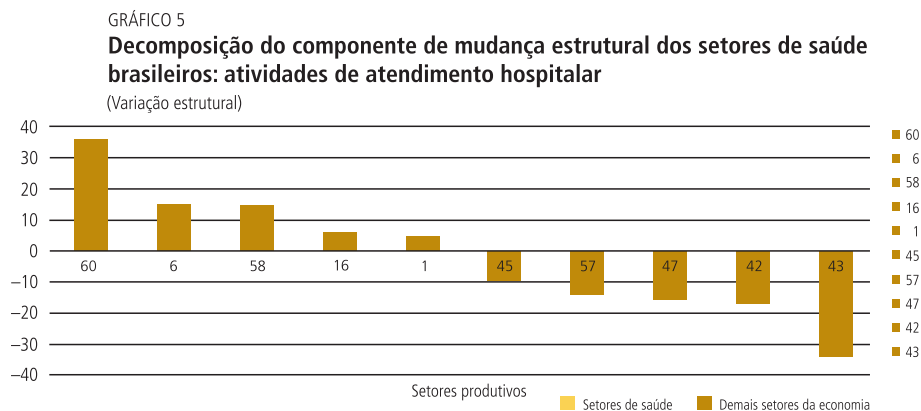
Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

Obs.: Os números no eixo das abscissas referem-se a cada setor da economia.

No que se refere aos elos de interdependência mais frágeis, dois setores ligados à saúde aparecem em destaque, a saber: setores de saúde pública (59); e outras atividades relacionadas com atenção à saúde (55). Estes setores aparecem como

elos fracos, pois são “concorrentes” do setor em análise. Os outros elos frágeis são os setores de agricultura, silvicultura e exploração florestal (1); educação pública (58); e pecuária e pesca (2).

Os setores de atividades de atendimento hospitalar (gráfico 5) e outras atividades relacionadas com atenção à saúde (gráfico 6) e com serviços sociais privados (gráfico 7) possuem uma mesma estrutura de interdependência produtiva, ou seja, os três setores possuem as mesmas interligações de produção fortes e fracas. Esse fato pode ser devido à agregação original do SCN onde esses três setores formavam o setor de saúde mercantil. Os setores que possuem elos de interdependência produtiva fortes com os setores são: transporte, armazenagem e correio (45); serviços de informação (46); outros serviços (57); intermediação financeira e seguro outros (47); construção (42); e comércio outros (43). E os setores que possuem uma relação de produção fraca são: administração pública e seguridade social (60); alimentos e bebidas (6); educação pública (58); produtos químicos (16); e agricultura, silvicultura e exploração florestal (1). Por meio da análise dos gráficos 5, 6 e 7, é possível afirmar que esses setores não possuem elos significativos com os demais setores da saúde, ou seja, estes setores não possuem uma estrutura de intradependência produtiva com os demais setores da saúde.



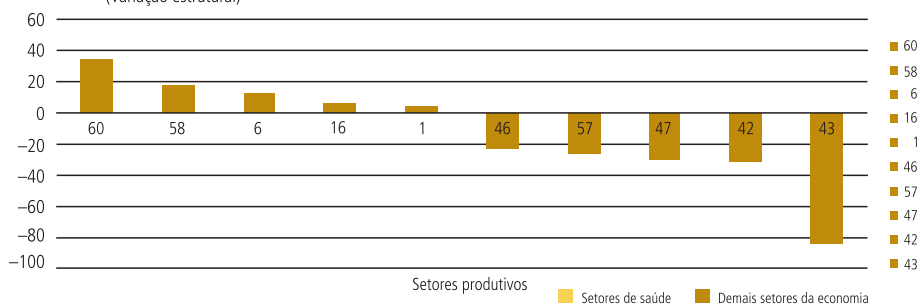
O setor de saúde pública (gráfico 8) é o que possui maior relação de intradependência produtiva com os demais setores da saúde. Isso pode ser consequência do fato de que esse setor inclui as ações de saúde ligadas ao SUS brasileiro. Como se observa no gráfico 8, os setores ligados à saúde, outras atividades relacionadas com atenção à saúde, atividades de atendimento hospitalar e saúde pública possuem elos fortes com o setor analisado juntamente com os setores de administração

pública e de seguridade social (60); e pecuária e pesca (2). Os setores outras atividades relacionadas com atenção à saúde e atividades de atendimento hospitalar são referentes ao atendimento médico em hospitais públicos; logo, qualquer avanço na estrutura produtiva desses setores afeta positivamente a estrutura de produção do setor em análise. Os setores que possuem elos mais frágeis são os setores de comércio outros (43); intermediação financeira e seguro outros (47); serviços de informação (46); transporte, armazenagem e correio (45); e eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana (41).

GRÁFICO 6

Decomposição do componente de mudança estrutural dos setores de saúde brasileiros: outras atividades relacionadas com atenção à saúde

(Variação estrutural)



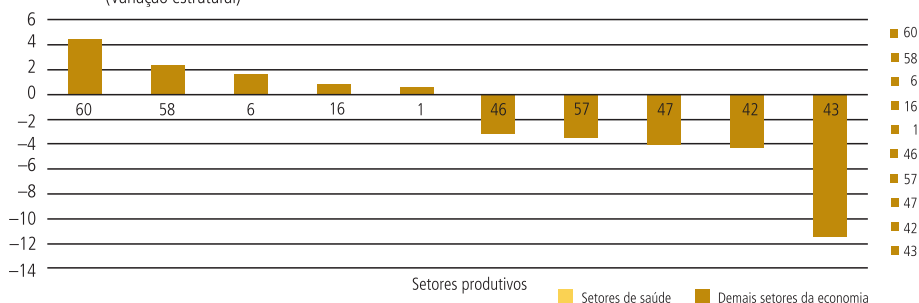
Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

Obs.: Os números no eixo das abscissas referem-se a cada setor da economia.

GRÁFICO 7

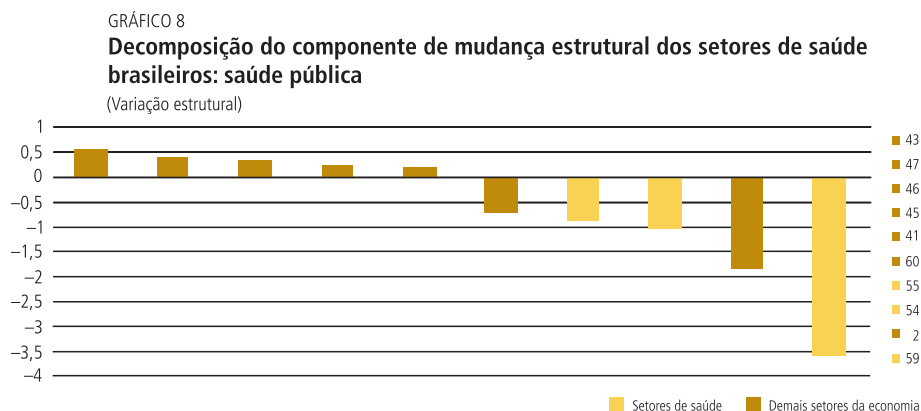
Decomposição do componente de mudança estrutural dos setores de saúde brasileiros: serviços sociais privados

(Variação estrutural)



Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

Obs.: Os números no eixo das abscissas referem-se a cada setor da economia.



5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo realizou a decomposição da variação da produção em efeitos de mudança na estrutura produtiva (coeficientes técnicos) e de mudança na demanda final para os anos de 2000 e 2005. O objetivo primordial desta decomposição foi investigar, de forma detalhada, a estrutura produtiva dos setores ligados à saúde contemplados neste estudo e suas interdependências com os demais setores da economia e com os componentes da demanda final.

A fim de alcançar o objetivo proposto, foi realizada uma SDA utilizando as MIPs para os anos de 2000 e 2005. Os resultados da SDA demonstram que, para o período analisado, o componente de demanda final possui forte relevância no crescimento do VBP da economia nacional; talvez este resultado seja explicado pela estabilidade econômica e pela melhora da conjuntura econômica observada no quinquênio de análise. Esta melhora pode ser entendida como mudança na estrutura de consumo, aumento da renda das famílias e do crédito, levando as famílias a realizarem uma demanda reprimida no período contemplado por este trabalho. Este padrão é mantido para os setores relacionados à saúde: o componente de demanda exerce forte influência sobre a mudança do VBP referente aos setores de saúde no caso brasileiro. Especificamente, os setores da saúde pertencentes ao setor de serviços são influenciados basicamente pelo componente de demanda final. Esses resultados podem ser entendidos pelo fato de que não existe saciedade, do ponto de vista individual, quanto aos bens e serviços relacionados à saúde, por estarem estes diretamente associados à vida (Andrade, 2000) e, ainda, por corroborar a existência da Lei de Roemer no setor.

Quanto ao componente de dependência estrutural da economia brasileira, tornou-se nítida a existência de significativa disparidade no avanço da estrutura

produtiva setorial. No que tange aos setores da saúde, os que mais se destacaram com uma melhora nas relações de produção foram: assistência médica suplementar e fabricação de produtos farmacêuticos, com 69 e 90 pontos de índice, respectivamente. Estes setores estão entre os dez que mais avançaram sua estrutura produtiva no período de análise. O avanço na estrutura de produção do setor assistência médica suplementar pode ser devido à busca por superação dos riscos inerentes ao setor e à demanda por diagnósticos cada vez mais sofisticados. Já para o setor fabricação de produtos farmacêuticos, pode ser explicado por ocasião da “absorção passiva” de tecnologia definida por Viotti (2002). Os demais setores relacionados à saúde, em geral, mantiveram sua estrutura de produção quase estática, ou seja, sem avanços significativos nos processos produtivos.

Refinando a análise para os setores relacionados à saúde, os resultados mostraram relativa estabilidade nas relações de intra e interdependência produtiva para os setores de serviços de saúde no período analisado. A limitada capacidade de inovar no processo de produção destes setores os enquadra no grupo de setores “dominados pelos fornecedores” e “puxados pela demanda” (Castellacci, 2008). Quanto ao setor industrial da saúde, fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico, houve um retrocesso na estrutura de produção no período contemplado neste estudo.

Diante dos resultados obtidos, este estudo contribuiu para a literatura vigente em economia da saúde ao realizar uma análise detalhada da estrutura produtiva dos setores ligados à saúde para o Brasil, com ênfase nas contribuições de demanda final e das variações na estrutura de intra e interdependência produtiva.

Por fim, no intuito de oferecer possibilidades a futuras contribuições à literatura na área de economia da saúde, cabe apontar que se poderia decompor a demanda final, de acordo com as classes de renda, buscando identificar como as diferentes classes de renda contribuem para a produção dos setores relacionados à saúde. Além disso, uma pesquisa poderia ser realizada confrontando o sistema de saúde brasileiro com o de outros países desenvolvidos, como, por exemplo, os Estados Unidos, bem como de países com padrão de desenvolvimento semelhante ao brasileiro, como o Chile e a Argentina. Poder-se-ia ainda realizar uma agregação do setor de saúde, para então decompô-lo em componentes de demanda final e de tecnologia, com o objetivo de verificar se os subsetores de saúde possuem a mesma dinâmica de produção do setor agregado de saúde. *A posteriori*, utilizando-se o método de extração desenvolvido por Strassert (1968), o setor de saúde agregado seria excluído da economia brasileira a fim de verificar quais as implicações e os impactos da “ausência” deste setor para a estrutura produtiva da economia nacional.

ABSTRACT

In this article we implement a Structural Decomposition Analysis for the Brazilian health sector for the period 2000 to 2005, based on the input-output matrix calculated by IBGE. Our goal is to investigate the impact of changes in sectoral interdependence and in final demand on the Brazilian productive sectors, particularly those related to health care. Our results show that the final demand component is relevant to explain variation in the production of Health sectors. We also find that Brazilian sectors differ significantly with respect to variation in sectoral interdependence and intradependence. Finally, we identify Medical assistance and Manufacture of pharmaceuticals as the health sectors that showed the largest increase in sectoral interdependence.

Keywords: health sector; structural decomposition analysis; technological variation; structural change.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V. **Ensaios em economia da saúde**. 2000. 307 p. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2000.
- ARAÚJO JÚNIOR, I. T.; TAVARES, F. B. **Mudanças estruturais no Nordeste entre 1997 e 2004: uma análise de insumo-produto**. Forum BNB-Banco do Nordeste do Brasil, 2011. Mimeografado.
- BEKHET, H. A. Decomposition of Malaysian production structure input-output approach. **International business research**, v. 2, n. 4, 2009.
- BLAIR, P.; WYCKOFF, A. The changing structure of the U.S. economy: an input-output analysis. In: MILLER, R. E.; POLENSKE, K. R.; ROSE, A. Z. (Ed.). **Frontiers of input-output analysis**. New York/London: Oxford University Press, 1989. p. 293-307.
- BÓS, A. M. G.; BÓS, A. J. G. Determinantes na escolha entre atendimento de saúde privada e pública por idosos. **Revista de saúde pública**, v. 38, n. 1, 2004.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Evolução dos gastos do Ministério da Saúde com medicamentos**. Brasília: Área de Economia da Saúde e Desenvolvimento (AESD) e Núcleo Nacional de Economia da Saúde (Nunes), 2007.
- _____. Ministério da Saúde. **Portal da saúde**. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/default.cfm?pg=dspDetalheNoticia&id_area=124&CO_NOTICIA=11724>. Acesso em: 20 out. 2010.
- BUTNAR, I.; LLOP, M. Structural decomposition analysis and input-output subsystems: changes in CO₂ emissions of Spanish service sectors (2000-2005). **Ecological economics**, v. 70, Issue 11, 2011.
- CARTER, A. P. **Structural change in the american economy**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1970.
- CASTELLACI, F. Technological paradigms, regimes and trajectories: manufacturing and service industries in a new taxonomy of sectoral patterns of innovation. **Research policy**, v. 37, p. 978-994, 2008.
- CHÓLIZ, J. S.; DUARTE, R. The effect of structural change on the self-reliance and interdependence of aggregate sectors: the case of Spain, 1980-1994. **Structural change and economic dynamics**, v. 17, n. 2, p. 27-45, 2006.
- CUNHA, M. V. R. *et al.* Decomposição estrutural do emprego formal e informal para economia brasileira no período 1990-2007. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 9., 2011. **Anais...** Brasília, 2011.

DEL NERO, C. R. O que é economia da saúde. *In*: PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. **Economia da saúde**: conceito e contribuição para a gestão da saúde. 3 ed. Brasília: Ipea, 1995. cap. I, p. 5-21.

DIETZENBACHER, E.; HOEKSTRA, R. The RAS structural decomposition approach. *In*: HEWINGS, G. J. D.; SONIS, M.; BOYCE, D. (Ed.). **Trade, networks and hierarchies**: modeling regional and interregional economics. Heidelberg: Springer-Verlag, 2002.

DIETZENBACHER, E.; LOS, B. Structural decomposition techniques: sense and sensitivity. **Economic systems research**, v. 10, p. 307-323, 1998.

FEINSTEIN, L. Quantitative estimates of the social benefits of learning, 2: health (depression and obesity), wider benefits of learning. **Research report**: 6, London: Centre for Research on the Wider Benefits of Learning, Institute of Education, 2002.

GONÇALVES, E.; SIMÕES, R. Padrões de esforço tecnológico da indústria brasileira: uma análise setorial a partir de técnicas multivariadas. **Economia**, Campinas, v. 6, n. 2, p. 391-433, 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; MORETTO, A. C.; RODRIGUES, R. L. Decomposition & synergy: a study of the interactions and dependence among the 5 Brazilian macro regions. **Economia aplicada**, v. 5, n. 2, p. 345-362, 2001.

GUILHOTO, J. J. M. *et al.* Nota metodológica: construção da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais. *In*: ENCONTRO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 2., 2002. **Anais...** São Paulo, 2002.

HOEKSTRA, R.; VAN DEN BERGH, J. C. J. M. Structural decomposition analysis of physical flows in the economy. **Environmental and resources economics**, n. 23, p. 357-378, 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Economia da saúde: uma perspectiva macroeconômica 2000-2005. **Estudos e pesquisas**, Informação Econômica, n. 9, 2008. CD-ROM.

LEMONS, M. B. *et al.* **Complexo industrial da saúde**. Brasília: ABDI, 2009 (Relatório setorial).

LEONTIEF, W. **The structure of american economy, 1919-1929**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1941.

_____. A análise de insumo-produto. **A economia do insumo-produto**. São Paulo: Abril Cultural, 1965-1983.

McCONNOR, R. J.; WELLEVER, L. **The economic impact of montana hospitals**. Department of agricultural economics, Bozeman, MT: Montana State University, 1989 (Staff Paper, n. 89-2).

McPHERSON, P. Variations entre pays des pratiques médicales. **OCDE etudes de politiquosociale**, v. 7, p. 17-30, 1990.

MILANA, C. The input-output structural decomposition analysis of “flexible” production systems. *In*: MICHAEL, L. L.; DIETZENBACHER, E. (Ed.). **Input-output analysis**: frontiers and extensions. London: Macmillan Press, 2001.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis**: foundations and extensions. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2009. 750 p.

NICOLELLA, A. C.; GUILHOTO, J. J. M. Análise da contribuição do setor saúde para a economia brasileira. *In*: CONGRESSO DE ECONOMIA DA SAÚDE DA AMÉRICA LATINA E CARIBE, 1., 2004. **Anais ...** Rio de Janeiro, 2004.

OECD – ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT. **System of national accounts 1993**. New York: United Nations, 1993 (Series F, n. 2, Rev. 4).

ÖSTBLOM, G. Technological change, projection of the technology matrix and the hypothesis of negative coefficient changes: parametric and non-parametric tests with swedish input-output data. **Economic systems research**, v. 4, n. 3, p. 235-244, 1992.

PEROBELLI, F. S. *et al.* **Análise da estrutura do setor saúde no setor produtivo nacional utilizando a matriz de insumo produto 2000-2005**. Belo Horizonte: Face/UFMG, 2010 (Texto para Discussão).

PIOLA, S. F. **Orçamento público e financiamento da saúde**. Ipea, 2010. Mimeografado.

PIOLA, S. F., VIANNA, S. M. **Economia da saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde**. Brasília: Ipea, 2002.

ROSE, A.; CASLER, S. Input-output structural decomposition analysis: a critical appraisal. **Economic systems research**. v. 8, n. 1, p. 33-62, 1996.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma investigação dos determinantes socioeconômicos da depressão mental no Brasil com ênfase nos efeitos da educação. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 5-26, 2007.

SAVONA, M.; LORENTZ, A. **Demand and technology determinants of structural change and tertiarisation: an input-output structural decomposition analysis for four OECD countries**. Bureau d'économie théorique et appliqué. 2006 (Document de Travail, n. 2006-01).

SCHMOOKLER, J. **Invention and economic growth**. Cambridge: Harvard University Press, 1966.

SILVA, M. P. N. **O setor de saúde na perspectiva macroeconômica**. Instituto de Estudo de Saúde Complementar, 2010 (Séries IESS, n. 29). Disponível em: <<http://www.iess.org.br/html/TD00292010ContasNacionalalterado.pdf>>. Acesso em: abr. 2010.

SKOLKA, J. Input-output structural decomposition analysis for Austria. *In*: KURZ, H. D.; DIETZEBACHER, E.; LAGER, C. (Ed.). **Input-output analysis**. Cheltenham, United Kingdom: Edward Elgar, 1989. v. III, p. 135-156.

STRASSET, G. Zur bestimmung strategischer sektoren mit hilfe von input-output-modellen. **Jahrbücher für nationalökonomie und statistik**, v. 182, n. 3, p. 211-215, 1968.

VACCARA, B.; SIMON, N. Factors affecting the postwar industrial composition of real product. *In*: KENDRICK, J. (Ed.). **The industrial composition of income and product**. New York: National Bureau of Economic Research and Columbia University Press, 1968.

VIEIRA, F. S.; ZUCCHI, P. Diferenças de preços entre medicamentos genéricos e de referência no Brasil. **Revista de saúde pública**, v. 40, n. 3, p. 444-449, 2006.

VIOTTI, E. B. National learning systems: a new approach on technological change in late industrializing economies and evidences from the cases of Brazil and South Korea. **Technological forecasting and social change**, v. 69, p. 653-680, 2002.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **World health statistics 2010**. Disponível em: <<http://www.who.int/whosis/whostat/2010/en/index.html>>. Acesso em : 5 set. 2010.

ZUCCHI, P.; DEL NERO, C.; MALIK, A. M. Gastos em saúde: fatores que agem na demanda e na oferta dos serviços de saúde. **Saúde & sociedade**, v. 9, n. 1/2, p. 127-150, 2000.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- LEONTIEF, W. **A economia do insumo-produto**. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1986. 226 p.
- LOPES, L. S.; TOYOSHIMA, S. H.; GOMES, A. P. Determinantes sociais da saúde em Minas Gerais: uma abordagem empírica. **Revista econômica do Nordeste**, v. 41, n. 1, 2010.
- LOWENSTEIN, R. The health sector's role in New York's regional economy. **Current issues in economics and finance**, v. 1, n. 5, 1995.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of monetary economics**, v. 22, n. 1, p. 3- 42, 1988.
- OCKÉ-REIS, C. O.; ANDREAZZI, M. F. S.; SILVEIRA, F. G. O mercado de planos de saúde: uma criação do Estado. **Revista de economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 157-185, 2006.
- PEREIRA, J. C. R.; BALTAR, V. T.; MELLO, D. L. Sistema nacional de inovação em saúde: relações entre áreas da ciência e setores econômicos. **Revista de saúde pública**, v. 38, n. 1, p. 1-8, 2004. Artigo Especial.
- QUADROS, R.; FRANCO, E.; BERNARDES, R. Inovação tecnológica na indústria – resultados da PAEP e da PAER. In: VIOTTI, E. B.; MACEDO, M. (Org.). **Indicadores de ciência, tecnologia e inovação no Brasil**. Campinas: UNICAMP, 2003.
- ROEHRIG, C. **Health sector economic indicators**. Altarum Institute Center for Studying Health Spending (CSHS), 2010.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, v. 94, n. 5, p. 1.002-1.037, 1986.
- _____. Endogenous technological change. **Journal of political economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.
- ROSENBERG, N. **Inside the black box: technology and economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- SAMUELSON, P. **Economics**. New York: McGraw Hill, 1976. p. 3.
- SCHOLZ, L. The innovation flow in the german economy: an input-output analysis on the IFO innovation survey data base. **Economic systems research**, v. 2, n. 3, p. 313-320, 1990.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. LXX, p. 65-94, 1956.
- UGÁ, M. A. D. Instrumentos de avaliação econômica dos serviços de saúde: alcances e limitações. In: PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. **Economia da saúde: conceito e contribuição para a gestão da saúde**. 3. ed. Brasília: Ipea, 1995. cap. IX. p. 209-226.

(Original submetido em fevereiro de 2011. Última versão recebida em agosto de 2012.
Aprovado em outubro de 2012.)

APÊNDICE

QUADRO A.1

Lista dos setores produtivos da economia e seus respectivos números

- 1 Agricultura, silvicultura, exploração florestal
- 2 Pecuária e pesca
- 3 Petróleo e gás natural
- 4 Minério de ferro
- 5 Outros da indústria extrativa
- 6 Alimentos e bebidas
- 7 Produtos do fumo
- 8 Têxteis
- 9 Artigos do vestuário e acessórios
- 10 Artefatos de couro e calçados
- 11 Produtos de madeira – exclusive móveis
- 12 Celulose e produtos de papel
- 13 Jornais, revistas, discos
- 14 Refino de petróleo e coque
- 15 Álcool
- 16 Produtos químicos
- 17 Fabricação de resina e elastômeros
- 18 Fabricação de produtos farmacêuticos
- 19 Fabricação de aparelhos para uso médico-hospitalar e odontológico
- 20 Defensivos agrícolas
- 21 Perfumaria, higiene e limpeza
- 22 Tintas, vernizes, esmaltes e lacas
- 23 Produtos e preparados químicos diversos
- 24 Artigos de borracha e plástico
- 25 Cimento
- 26 Outros produtos de minerais não metálicos
- 27 Fabricação de aço e derivados
- 28 Metalurgia de metais não ferrosos
- 29 Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos
- 30 Máquinas e equipamentos – inclusive manutenção e reparos
- 31 Eletrodomésticos
- 32 Máquinas para escritório e equipamentos de informática
- 33 Máquinas, aparelhos e materiais elétricos
- 34 Material eletrônico e equipamentos de comunicações

(Continua)

(Continuação)

- | | |
|----|--|
| 35 | Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, de medida e ópticos |
| 36 | Automóveis, camionetas e utilitários |
| 37 | Caminhões e ônibus |
| 38 | Peças e acessórios para veículos automotores |
| 39 | Outros equipamentos de transporte |
| 40 | Móveis e produtos das indústrias diversas |
| 41 | Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana |
| 42 | Construção |
| 43 | Comércio outros |
| 44 | Comércio de produtos farmacêuticos, médicos, ortopédicos e odontológicos |
| 45 | Transporte, armazenagem e correio |
| 46 | Serviços de informação |
| 47 | Intermediação financeira e seguro outros |
| 48 | Assistência médica suplementar |
| 49 | Serviços imobiliários e aluguel |
| 50 | Serviços de manutenção e reparação |
| 51 | Serviços de alojamento e alimentação |
| 52 | Serviços prestados às empresas |
| 53 | Educação mercantil |
| 54 | Atividades de atendimento hospitalar |
| 55 | Outras atividades relacionadas com atenção à saúde |
| 56 | Serviços sociais privados |
| 57 | Outros serviços |
| 58 | Educação pública |
| 59 | Saúde pública |
| 60 | Administração pública e seguridade social |

Fonte: MIPs do Brasil, 2000 e 2005. Elaboração dos autores.

TABELA A.1

Coefficientes técnicos dos setores relacionados à saúde para o ano 2000

Setores saúde	18	19	44	48	54	55	56	59
1	0.0007	0.0004	0.0001	0.0000	0.0010	0.0006	0.0009	0.0003
2	0.0004	0.0002	0.0000	0.0000	0.0006	0.0004	0.0005	0.0003
3	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0002	0.0001	0.0002	0.0000
4	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
5	0.0009	0.0004	0.0000	0.0000	0.0003	0.0002	0.0003	0.0003
6	0.0091	0.0044	0.0018	0.0006	0.0103	0.0064	0.0092	0.0048
7	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
8	0.0062	0.0030	0.0015	0.0001	0.0105	0.0065	0.0094	0.0001
9	0.0002	0.0001	0.0010	0.0029	0.0056	0.0035	0.0050	0.0050
10	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
11	0.0001	0.0001	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	0.0118	0.0057	0.0032	0.0032	0.0082	0.0051	0.0073	0.0012
13	0.0115	0.0056	0.0082	0.0319	0.0121	0.0075	0.0108	0.0019
14	0.0055	0.0027	0.0102	0.0033	0.0072	0.0044	0.0064	0.0016
15	0.0095	0.0046	0.0050	0.0000	0.0014	0.0009	0.0013	0.0005
16	0.0167	0.0081	0.0000	0.0000	0.0089	0.0055	0.0079	0.0138
17	0.0009	0.0004	0.0000	0.0000	0.0006	0.0004	0.0005	0.0009
18	0.0017	0.0008	0.0000	0.0000	0.0401	0.0248	0.0358	0.0627
19	0.0003	0.0002	0.0000	0.0000	0.0072	0.0045	0.0065	0.0113
20	0.0069	0.0033	0.0000	0.0000	0.0043	0.0026	0.0038	0.0003
21	0.0061	0.0030	0.0000	0.0003	0.0090	0.0056	0.0080	0.0002
22	0.0007	0.0004	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0007
23	0.0158	0.0077	0.0001	0.0008	0.0014	0.0009	0.0013	0.0012
24	0.0170	0.0083	0.0073	0.0004	0.0243	0.0150	0.0217	0.0004
25	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
26	0.0106	0.0051	0.0003	0.0000	0.0095	0.0059	0.0085	0.0033
27	0.0008	0.0004	0.0001	0.0000	0.0003	0.0002	0.0003	0.0001
28	0.0023	0.0011	0.0001	0.0000	0.0002	0.0001	0.0002	0.0001
29	0.0114	0.0055	0.0016	0.0000	0.0040	0.0025	0.0036	0.0025
30	0.0031	0.0015	0.0002	0.0000	0.0014	0.0008	0.0012	0.0001
31	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
32	0.0000	0.0000	0.0007	0.0001	0.0009	0.0006	0.0008	0.0000
33	0.0046	0.0022	0.0014	0.0006	0.0027	0.0016	0.0024	0.0008
34	0.0006	0.0003	0.0002	0.0001	0.0006	0.0004	0.0005	0.0002

(Continua)

(Continuação)

Setores saúde	18	19	44	48	54	55	56	59	
35	0.0005	0.0002	0.0005	0.0000	0.0063	0.0039	0.0057	0.0046	
36	0.0003	0.0002	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
37	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
38	0.0006	0.0003	0.0090	0.0001	0.0003	0.0002	0.0003	0.0001	
39	0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	
40	0.0004	0.0002	0.0002	0.0103	0.0005	0.0003	0.0004	0.0001	
41	0.0159	0.0077	0.0204	0.0091	0.0190	0.0118	0.0170	0.0150	
42	0.0009	0.0004	0.0008	0.0125	0.0062	0.0039	0.0056	0.0293	
43	0.0429	0.0209	0.0242	0.0141	0.0335	0.0207	0.0299	0.0249	
44	0.0022	0.0011	0.0013	0.0007	0.0017	0.0011	0.0016	0.0013	
45	0.0456	0.0222	0.0457	0.0124	0.0267	0.0165	0.0238	0.0140	
46	0.0254	0.0124	0.0163	0.0534	0.0260	0.0161	0.0232	0.0163	
Setores produtivos da economia	47	0.0228	0.0111	0.0264	0.1845	0.0123	0.0076	0.0110	0.0006
48	0.0015	0.0007	0.0017	0.0118	0.0008	0.0005	0.0007	0.0000	
49	0.0024	0.0012	0.0310	0.0095	0.0210	0.0130	0.0187	0.0041	
50	0.0045	0.0022	0.0019	0.0083	0.0210	0.0130	0.0187	0.0027	
51	0.0012	0.0006	0.0028	0.0064	0.0270	0.0167	0.0241	0.0327	
52	0.0810	0.0393	0.0592	0.0965	0.1001	0.0620	0.0894	0.0429	
53	0.0002	0.0001	0.0022	0.0043	0.0019	0.0012	0.0017	0.0035	
54	0.0001	0.0001	0.0008	0.0002	0.0005	0.0003	0.0005	0.0002	
55	0.0002	0.0001	0.0012	0.0004	0.0009	0.0005	0.0008	0.0003	
56	0.0000	0.0000	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	
57	0.0046	0.0023	0.0126	0.0117	0.0122	0.0076	0.0109	0.0141	
58	0.0002	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0002	0.0001	
59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	
60	0.0046	0.0022	0.0043	0.0056	0.0053	0.0033	0.0047	0.0031	

Fonte: MIP do Brasil, 2000. Elaboração dos autores.

TABELA A.2

Coefficientes técnicos dos setores relacionados à saúde para o ano 2005

Setores saúde	18	19	44	48	54	55	56	59
1	0.0018	0.0009	0.0001	0.0000	0.0006	0.0005	0.0005	0.0003
2	0.0004	0.0002	0.0000	0.0000	0.0004	0.0003	0.0003	0.0003
3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000
4	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
5	0.0006	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	0.0132	0.0067	0.0033	0.0005	0.0098	0.0071	0.0077	0.0046
7	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8	0.0045	0.0023	0.0023	0.0000	0.0096	0.0069	0.0076	0.0000
9	0.0000	0.0000	0.0010	0.0027	0.0060	0.0043	0.0047	0.0001
10	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
11	0.0000	0.0000	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
12	0.0168	0.0085	0.0046	0.0050	0.0104	0.0075	0.0082	0.0012
13	0.0092	0.0047	0.0035	0.0279	0.0071	0.0051	0.0056	0.0026
14	0.0060	0.0030	0.0162	0.0040	0.0078	0.0056	0.0062	0.0014
15	0.0110	0.0056	0.0066	0.0000	0.0011	0.0008	0.0009	0.0003
16	0.0232	0.0117	0.0000	0.0000	0.0170	0.0123	0.0134	0.0106
17	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0012	0.0006	0.0000	0.0000	0.0343	0.0247	0.0271	0.0522
19	0.0003	0.0002	0.0000	0.0000	0.0087	0.0063	0.0069	0.0132
20	0.0108	0.0055	0.0000	0.0000	0.0070	0.0050	0.0055	0.0001
21	0.0053	0.0027	0.0000	0.0001	0.0101	0.0073	0.0080	0.0001
22	0.0002	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0008
23	0.0192	0.0097	0.0000	0.0009	0.0029	0.0021	0.0023	0.0032
24	0.0214	0.0108	0.0080	0.0004	0.0367	0.0265	0.0290	0.0004
25	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000
26	0.0125	0.0063	0.0006	0.0000	0.0112	0.0080	0.0088	0.0033
27	0.0010	0.0005	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
28	0.0015	0.0008	0.0001	0.0000	0.0004	0.0003	0.0003	0.0002
29	0.0121	0.0061	0.0018	0.0000	0.0054	0.0039	0.0042	0.0022
30	0.0032	0.0016	0.0001	0.0000	0.0010	0.0007	0.0008	0.0001
31	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
32	0.0003	0.0002	0.0006	0.0001	0.0008	0.0005	0.0006	0.0001
33	0.0054	0.0027	0.0013	0.0006	0.0023	0.0017	0.0019	0.0007
34	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000

(Continua)

(Continuação)

Setores saúde	18	19	44	48	54	55	56	59	
35	0.0003	0.0002	0.0006	0.0000	0.0050	0.0036	0.0039	0.0038	
36	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
37	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
38	0.0009	0.0004	0.0143	0.0001	0.0003	0.0002	0.0002	0.0002	
39	0.0000	0.0000	0.0013	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
40	0.0001	0.0001	0.0000	0.0108	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	
41	0.0184	0.0093	0.0199	0.0087	0.0228	0.0164	0.0180	0.0155	
42	0.0007	0.0003	0.0012	0.0102	0.0053	0.0038	0.0042	0.0179	
43	0.0452	0.0229	0.0261	0.0145	0.0367	0.0265	0.0290	0.0228	
44	0.0025	0.0013	0.0015	0.0008	0.0021	0.0015	0.0016	0.0013	
45	0.0469	0.0237	0.0533	0.0177	0.0294	0.0212	0.0233	0.0147	
46	0.0261	0.0132	0.0169	0.0665	0.0337	0.0243	0.0266	0.0196	
Setores produtivos da economia	47	0.0207	0.0105	0.0225	0.1876	0.0116	0.0083	0.0091	0.0004
48	0.0009	0.0005	0.0010	0.0083	0.0005	0.0004	0.0004	0.0000	
49	0.0038	0.0019	0.0199	0.0071	0.0125	0.0091	0.0099	0.0075	
50	0.0031	0.0016	0.0014	0.0063	0.0163	0.0117	0.0128	0.0024	
51	0.0013	0.0006	0.0023	0.0061	0.0221	0.0160	0.0175	0.0229	
52	0.0697	0.0353	0.0564	0.0937	0.0947	0.0683	0.0748	0.1196	
53	0.0002	0.0001	0.0012	0.0041	0.0011	0.0008	0.0009	0.0050	
54	0.0002	0.0001	0.0005	0.0002	0.0004	0.0003	0.0003	0.0002	
55	0.0002	0.0001	0.0007	0.0003	0.0005	0.0004	0.0004	0.0003	
56	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000	
57	0.0037	0.0019	0.0089	0.0089	0.0093	0.0067	0.0074	0.0125	
58	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001	0.0002	
59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
60	0.0035	0.0018	0.0034	0.0046	0.0042	0.0030	0.0033	0.0048	

Fonte: MIP do Brasil, 2005. Elaboração dos autores.

A HIPÓTESE DE KUZNETS E MUDANÇAS NA RELAÇÃO ENTRE DESIGUALDADE E CRESCIMENTO DE RENDA NO BRASIL

Fabricio Linhares*

Roberto Tatiwa Ferreira*

Guilherme Diniz Irffi**

Cecília Maria Bortolassi Macedo***

A relação entre desigualdade e renda na forma de “U” invertido, conhecida como a hipótese de Kuznets, ainda é bastante controversa. Diversos trabalhos têm analisado os dados brasileiros, mas os resultados não são tão claros quanto a sua validade. Este artigo investiga essa relação para um painel de dados no Brasil e sua heterogeneidade entre as unidades que compõem o país. Estimativas de modelos econométricos com efeito *threshold* mostram que a forma de “U” invertido, como sugerido por Kuznets, só ocorre nas economias com renda *per capita* mensal acima de R\$ 258,00. Para as demais, mudanças na renda não têm efeito direto sobre a desigualdade. Esse resultado mostra que políticas de crescimento econômico não necessariamente melhoram a distribuição de renda de todos os estados brasileiros. O governo deveria, portanto, investir na criação de programas mais direcionados a cada perfil socioeconômico estadual e reavaliar políticas governamentais do tipo *Top-Down* para a superação de problemas sociais, entre eles a desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Palavras-chave: crescimento econômico; desigualdade de renda; hipótese de Kuznets; modelos *threshold*.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade na distribuição de renda é considerada um problema crônico em várias sociedades e causa grande inquietação em seus governantes, principalmente por ser associada ao seu quadro de pobreza, à qualidade de seus índices de criminalidade, de saúde e de educação e à apropriação desproporcional de seus ganhos de produtividade. Interessante notar que mesmo após inúmeras ações públicas ela ainda permanece nas economias atuais. Essa persistência histórica e suas múltiplas decorrências a tornaram um tema marcante nos debates políticos e nos estudos acadêmicos. Afinal, para combatê-la efetivamente, é necessário entender o mecanismo que está conexo à sua dinâmica.

O artigo seminal de Simon Kuznets, em 1955, é provavelmente o principal estudo que direcionou o foco da análise do desenvolvimento para a relação entre

* Professor da Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* flinhares@caen.ufc.br

** Professor do Departamento de Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo (FEAAC)/UFC.

*** Analista econômico-financeira do Sistema de Cooperativas de Crédito do Brasil (SICOOB Confederação).

a distribuição de renda e o crescimento econômico. Ele lançou uma importante tese sobre como a distribuição de renda se altera com o desenvolvimento da economia. Em um sistema de produção simples, com apenas os setores agrícola e industrial, Kuznets observou que quando a economia iniciava seu processo de expansão, a partir de um nível inicial de desenvolvimento, existia uma intensa migração da mão de obra mais habilidosa de setores menos dinâmicos – tradicionais e com baixo retorno – para setores mais dinâmicos, com alto retorno, gerando uma crescente desigualdade na distribuição de renda entre os indivíduos. Após a economia alcançar um determinado patamar, haveria um processo gradual de homogeneização na produtividade dessa mão de obra, resultando em uma redução da desigualdade de renda na medida em que a economia continuava crescendo. Desta maneira, em estágios iniciais da formação econômica de uma sociedade, a relação entre desigualdade e crescimento de renda é positiva, e torna-se negativa a partir de um ponto crítico de maturidade deste processo de formação, configurando o que ficou conhecido na literatura como a hipótese do “U” invertido, ou simplesmente a hipótese de Kuznets.¹ Na época em que a teoria foi divulgada, esse aumento presente da desigualdade e a promessa de sua redução futura causaram muita apreensão entre os governantes, principalmente por passar a ideia de que os mais pobres tendem a perder no curto prazo com o desenvolvimento.

Vale destacar que uma melhor compreensão e evidências mais robustas sobre a relação entre desigualdade e crescimento da renda são peças fundamentais para balizar políticas que intervenham no processo de desenvolvimento da economia. Por exemplo, Ravallion (1997) mostra que a elasticidade pobreza-crescimento decresce com o nível de desigualdade. Assim, altas taxas de desigualdade acabam mitigando os efeitos do crescimento na redução da pobreza. Sob esse contexto, se o nível de desigualdade se associa positivamente com o aumento da renda, é importante que o governo procure ações complementares de combate à pobreza nos estágios iniciais do processo de crescimento econômico.

Na literatura internacional, grande parte dos estudos empíricos que contemplam grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento é favorável à hipótese de Kuznets, mesmo quando metodologias diferenciadas são utilizadas. Nesse sentido, Kravis (1960), Oshima (1962), Adelman e Morris (1974), Paukert (1973), Ahluwalia (1976a), Robinson (1976), Ram (1989), Perotti (1996), Dawson (1997), e Ogwang (2000) e Sylvester (2000) são exemplos de estudos baseados em dados de corte

1. A proposição de Kuznets pode ser estendida para um modelo mais geral em que, ao longo do seu processo de desenvolvimento, a força de trabalho migra de setores mais tradicionais para os mais modernos, com mais oportunidades, ocasionando aumentos na desigualdade de renda. Esta iria eventualmente reduzir-se caso um número suficiente de trabalhadores passasse a atuar no setor mais moderno. Essa ideia abre a possibilidade de que a relação evolua em ciclos, formando o que alguns trabalhos vêm pregando: a curva em forma de “N”. Ver, por exemplo, Amos Júnior (1988), Ram (1991), Katz e Murphy (1992), Partridge, Rickman e Levernier (1996), Barro (2000) e Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

transversal (*cross-section*) e que reportam evidências favoráveis à hipótese em questão. Utilizando dados de séries temporais para a economia americana, Hsing e Smith (1994) não rejeitam a hipótese de Kuznets. O mesmo fato é observado nos estudos de Forbes (2000), Deininger e Squire (1998), Barro (2000) e Thornton (2001) ao utilizarem dados em painel. Um dos principais trabalhos que não apoia a hipótese do “U” invertido é o de Fields e Jakubson (1994), baseado em estimativas para o painel com efeitos fixos.

Nos estudos para os dados brasileiros, os primeiros resultados sugerem, em geral, que o crescimento econômico não tem relação com a desigualdade de renda (Ravallion, 1995; Deininger e Squire, 1996, 1998; Schultz, 1998; Bruno, Ravallion e Squire, 1998), enquanto resultados mais recentes são favoráveis à hipótese de Kuznets (Barreto, Jorge Neto e Tebaldi, 2001; Bêrni, Marquetti e Kloeckmer, 2002; Bagolin, Gabe e Ribeiro, 2004; Jacinto e Tejada, 2004; Salvato *et al.*, 2006; Barros e Gomes, 2008).

Este estudo investiga a proposição de Kuznets para o Brasil empregando um painel de dados para 21 estados ao longo do período de 1986 a 2005. Diferente dos trabalhos anteriores, o estudo é baseado nas ideias discutidas em Barro (2000), onde a relação entre desigualdade e crescimento, além do formato em “U” invertido, pode se diferenciar de acordo com a dinâmica e os estágios de desenvolvimento de cada economia. Seus resultados indicam, por exemplo, que o tamanho do impacto negativo do crescimento sobre a desigualdade depende do nível de riqueza do país. Nessa mesma vertente, Saith (1983) e Anand e Kanbur (1993), por exemplo, também rejeitam a suposição de que as economias desenvolvidas e em desenvolvimento compunham uma única curva de Kuznets.

Diferente da pesquisa de Barro (2000), em que os resultados estatísticos estão condicionados à divisão da amostra por faixas de renda de forma *ad hoc*, o que pode gerar uma possível influência da amostra sobre o resultado da validade do “U” invertido, o presente estudo opta pela metodologia desenvolvida por Hansen (1999), que permite, além de averiguar a validade da hipótese de Kuznets, testar se existem múltiplas relações entre desigualdade e crescimento para o Brasil de maneira endógena, utilizando um procedimento estatístico.

Na perspectiva advogada por Barro (2000), os resultados para o Brasil revelam que a desigualdade não é influenciada pelo crescimento da renda de forma homogênea; ou seja, o estágio de desenvolvimento de suas economias tende a influenciar na relação entre renda e desigualdade. Em outros termos, a hipótese de Kuznets é válida dependendo do nível de renda. Nas regiões mais pobres, por exemplo, o aumento da renda parece não ter qualquer efeito sobre sua distribuição. Na perspectiva do modelo discutido por Kuznets, isso poderia indicar que, nessas economias, todos os setores estariam estagnados, não existindo um setor mais dinâmico através do qual

o crescimento pudesse provocar mudanças na desigualdade de renda. Ou, ainda, no contexto dos modelos citados acima, tem-se uma situação onde mudanças no mercado de crédito e amadurecimento político não são fortes o suficiente para configurar essa relação.

Esse resultado é importante, pois a não linearidade evidenciada na relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico sugere que políticas públicas de âmbito nacional não geram resultados similares para todas as regiões do país. Políticas que se concentrem apenas no fomento do crescimento econômico do país como um todo, por exemplo, podem não ser suficientes para melhorar a distribuição de renda em algumas regiões. Desta forma, é necessária uma atuação do governo mais direcionada a cada perfil socioeconômico regional, empregando políticas mais heterogêneas, mesmo que o objetivo seja simplesmente alavancar o conjunto da economia nacional.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais cinco seções. A seção 2 apresenta uma revisão da literatura, tanto nacional quanto internacional, buscando compreender como o referido tema tem sido discutido e analisado e, por conseguinte, o que mostram estas evidências empíricas. A seção 3 versa sobre o tratamento metodológico diferenciado proposto neste artigo, ressaltando ainda as características particulares da análise brasileira. Em seguida, na seção 4, faz-se uma descrição da base de dados acompanhada de uma análise descritiva destas informações. A seção 5 se reserva à análise e discussão dos resultados. Encerra-se o artigo com as considerações finais na seção 6.

2 REVISÃO DA LITERATURA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

2.1 Revisão dos aspectos teóricos

Após os artigos de Kuznets (1955) e de Robinson (1976), outros estudos apresentaram diferentes explicações para a possível forma de “U” invertido na relação entre desigualdade e crescimento econômico. Nesse sentido, Barro (2000) atribui essa peculiaridade às deficiências no mercado financeiro existentes em economias pouco desenvolvidas. As imperfeições no mercado de crédito afetariam mais acentuadamente a parcela mais pobre da população, a qual tem maior dificuldade de acesso ao crédito, reduzindo sua capacidade de realizar investimentos que resultariam em acúmulo de capital físico (como, por exemplo, abrir um pequeno empreendimento) ou capital humano.

Desta forma, no processo de expansão da economia, haveria fluxos desiguais de renda entre os indivíduos com níveis diferenciados de acesso a este recurso. Por outro lado, no longo prazo, a ampliação deste mercado e o desenvolvimento da economia levariam a um maior amadurecimento de seu mercado financeiro, viabilizando o acesso dos pobres ao crédito e reduzindo gradualmente a desigualdade.

Nessa vertente, diversos trabalhos subsequentes procuram então refinar o entendimento de como aumentos na renda agregada são distribuídos entre agentes heterogêneos numa economia. Glomm (1992) e Rauch (1993) obtêm a curva de Kuznets em um modelo de equilíbrio geral com migração persistente entre os setores agrícola e manufatureiro – ideia próxima à de Kuznets.

Aghion e Bolton (1992) e Khan (2001) mostram a relação inicialmente crescente e depois decrescente entre desigualdade e renda em um modelo com imperfeições no mercado de crédito. Em Galor e Zeira (1993), as imperfeições no mercado de crédito também exercem um papel importante na explicação do nível de desigualdade de renda em uma economia. Esses autores mostram que a distribuição inicial da riqueza influencia na decisão de investimento em capital humano dos indivíduos. Isto ocorre em virtude da assimetria existente no custo e no padrão de financiamento desse investimento entre grupos de indivíduos com diferentes dotações iniciais de riqueza.

Caso as condições de financiamento para adquirir um nível de educação com qualidade permaneçam diferenciadas, dificultando o acesso dos indivíduos com menor nível de renda; e, ainda, tornando as expectativas de ganho futuro insuficiente para cobrir o gasto com este investimento em capital humano no presente, esta situação gera uma maior distância entre os rendimentos dos trabalhadores qualificados e não qualificados no longo prazo, aumentando a desigualdade entre os indivíduos.

Em outras palavras, haveria um efeito limiar na decisão de investimento em capital humano e nos seus retornos futuros. O indivíduo que não possui um determinado valor de riqueza inicial pode preferir não investir em educação e trabalhar como mão de obra não qualificada na presença de imperfeições no mercado de crédito. Neste caso, o investimento em capital humano torna-se limitado aos indivíduos com riqueza inicial alta o suficiente para ultrapassar este valor limiar.

Através de um modelo teórico de geração superposta, Gloom e Ravikumar (1998) propõem que se a acumulação de capital humano apresentar retornos crescentes só no curto prazo, então a economia pode exibir um comportamento do tipo curva de Kuznets. De acordo com Gloom e Ravikumar, o indivíduo que nasce em uma família com maior poder aquisitivo pode investir mais tempo na acumulação de capital humano. Se a função que descreve a evolução do capital humano na economia apresentar retornos crescentes apenas no curto prazo, em termos agregados, a desigualdade cresceria com o nível do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, mas decresceria após o curto prazo gerando a curva de Kuznets. Em Greenwood e Jovanovic (1990) e Khan (2001), os retornos de escala são crescentes no curto prazo em virtude da necessidade de investimentos fixos para manter melhores oportunidades de investimento.

Além das imperfeições do mercado de trabalho e de crédito, dos diferenciais de produtividade entre os setores da economia, nos modelos de economia política, o crescimento econômico pode gerar uma maior demanda por serviços sociais, devido à mudança no perfil do eleitor médio a qual altera a distribuição do poder político, das decisões orçamentárias e da evolução das instituições (Justman e Gradstein, 1999).

Ainda na linha de modelos de economia política e de economia das instituições, Perotti (1993) e Acemoglu e Robinson (2002) mostram que o formato da curva Kuznets também pode ser consequência do efeito de políticas redistributivas, já que com a maturidade do desenvolvimento em regimes democráticos a população mais pobre, às vezes em maior número, obtém maior representatividade no governo.

2.2 Revisão das evidências empíricas

Do ponto de vista empírico, Ahluwalia (1976b), através de dados de corte transversal, descreve a relação entre crescimento econômico e desigualdade para uma amostra de sessenta países, sendo quarenta considerados países em desenvolvimento, seis socialistas e quatorze desenvolvidos. Suas estimativas não rejeitam a hipótese de Kuznets e, ainda de acordo com o referido autor, as participações na renda de todos os grupos, exceto os 20% superiores, declina e depois aumenta à medida que a renda *per capita* se eleva. Em outras palavras, a desigualdade primeiramente se eleva e, num segundo momento, passa a declinar à medida que a renda *per capita* da sociedade se eleva.

Barro (2000), ao analisar uma amostra de 84 países no período de 1965 a 1995, através de um modelo de dados em painel, conclui que o impacto negativo da desigualdade sobre o crescimento dependerá do nível de riqueza do país. É importante salientar que o procedimento de divisão da amostra por faixas de renda possa influenciar (viés de seleção) o resultado da validade do “U” invertido. Se essa divisão não fosse feita, a hipótese de Kuznets poderia não ser válida para todos os países analisados. A grande contribuição do autor a partir dos resultados desse artigo é a validação da curva de Kuznets para economias relativamente ricas. Em outras palavras, essa relação só será válida para economias que já atingiram certo grau de desenvolvimento.

Assim como Barro (2000), List e Gallet (1999) e Thornton (2001) fizeram uso de dados em painel e estimaram modelos de efeitos fixos, do mesmo modo, não encontraram evidências para rejeitar a hipótese do “U” invertido.

No caso dos estudos sobre o tema para dados brasileiros, observa-se que existem estudos contemplando uma análise do processo de Kuznets para regiões específicas e para o país como um todo. Entretanto, independentemente da abrangência regional da amostra, as investigações empíricas no Brasil são geralmente

favoráveis à hipótese de Kuznets. No âmbito regional, destacam-se os trabalhos de Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001) e Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002).

Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001), por exemplo, analisaram dez estados da região Nordeste do país, e por meio de regressões *pooled*, apoiam a hipótese do “U” invertido, ressaltando a importância de políticas públicas direcionadas às regiões que apresentam níveis de desigualdade mais acentuados. Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002) consideraram setores distintos da economia gaúcha utilizando o método não paramétrico de Regressão Local. Os autores sugerem cautelosa aceitação da curva de Kuznets e admitem a necessidade de se utilizar métodos mais sofisticados do que a estimativa de funções quadráticas ou cúbicas com o uso do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Dentre os estudos que analisam todas as regiões brasileiras, a hipótese do “U” invertido não foi rejeitada em Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Jacinto e Tejada (2004) e Salvato *et al.* (2006), sob diferentes medidas de desigualdade. Já Barros e Gomes (2008), empregando um painel de dados para os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000, apontam para a existência de limitação da aplicabilidade da curva de Kuznets para explicar o processo de evolução da desigualdade entre os municípios brasileiros.

Assim como Barros e Gomes (2008), Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) utilizaram-se de informações dos municípios brasileiros para os anos de 1991 e 2000 para testar a hipótese de Kuznets através dos testes para especificações quantílicas desenvolvido por Racine (2006), do método de estimação não paramétrica *B-splines* proposta por Koenker, Ng e Prtnoy (1994) e do teste de razão de verossimilhança de Fan, Zhang e Zhang (2001).

Os resultados de Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011) apontam para a inconsistência da estrutura quantílica linear, enquanto as estimativas não paramétricas sugeriram a validade da hipótese de Kuznets. Além disso, os autores destacam que os testes de razão de verossimilhança indicaram a superioridade estatística dos modelos não paramétricos em relação aos lineares.

Diante dessa exposição sucinta da literatura, vale ressaltar que este artigo segue a motivação investigativa de Barro (2000) aplicada para o Brasil e com algumas mudanças em termos metodológicos em relação aos artigos supracitados, a qual possibilita que as regiões no Brasil sejam agrupadas de forma endógena de acordo com seus estágios de crescimento econômico, permitindo a estimação de curvas de Kuznets segmentadas para cada nível de renda *per capita*. Diante disso, a próxima seção se reserva a apresentar a metodologia relacionada aos modelos para dados em painel não dinâmicos com efeito *threshold*, que diferencia este estudo dos demais.

3 METODOLOGIA

A maior parte dos estudos acerca da hipótese de Kuznets utiliza modelos econômicos para dados de corte. Nesse caso, porém, a utilização de dados de corte limita o poder de explicação dos modelos em virtude de essa técnica ignorar as trajetórias de evolução da desigualdade e da renda em cada unidade de corte. Como argumentam Salvato *et al.* (2006), tal omissão pode levar a estimativas errôneas da curva de Kuznets.

Um modelo com dados em painel estimado através da abordagem de efeitos fixos se apresenta como uma alternativa interessante para captar possíveis especificidades não observáveis na curva de Kuznets para o Brasil, uma vez que cada uma de suas unidades de observação apresenta uma trajetória de desenvolvimento e desigualdade particular às suas características econômicas e sociais. Portanto, o acréscimo de períodos de tempo e variáveis de controle gera análises mais amplas e robustas (Bêni, Marquetti e Kloeckmer, 2002).

Considerando esses aspectos, esse trabalho utiliza como base para testar a hipótese da curva de Kuznets o modelo para painel de dados com efeitos fixos. A equação de regressão em sua versão simples pode ser descrita da seguinte forma:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_0 R_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

sendo G_{it} uma medida de desigualdade, α_i o efeito fixo, $\beta_0 = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0m})$ um vetor de m parâmetros relacionados à renda, $R_{it} = [(\ln Y_{it}) (\ln Y_{it})^2 \dots (\ln Y_{it})^m]$ é um vetor com as potências do logaritmo da variável renda Y_{it} (geralmente $m \leq 3$), γ é um vetor de parâmetros de tamanho $1 \times K$, X_{it} é um vetor com variáveis de controle de dimensão $K \times 1$ e ε_{it} é um erro aleatório. O índice i representa cada unidade de corte transversal (estados brasileiros) e t representa os anos no período da amostra.

A relação entre o nível de desigualdade e a renda é indicada pelos sinais dos parâmetros β_j . No caso mais simples $m = 2$, quando $\beta_{01} > 0$ e $\beta_{02} < 0$, tem-se que G_{it} aumenta inicialmente com Y_{it} e, a partir de um certo nível de renda, diminui na medida em que Y_{it} continua aumentando – como a hipótese de Kuznets sugere.

Observe, no entanto, que na equação (1), a relação desigualdade-renda é deduzida sob a suposição de que não há variações dos coeficientes β_j dentro do conjunto total de dados do painel. Na perspectiva dos próprios argumentos de Kuznets, a interação entre os setores de atividade econômica e classes sociais podem mudar com o desenvolvimento e, por conseguinte, mudam a relação entre distribuição de renda e renda. Esse tipo de restrição é destaque no trabalho de

Barro (2000) quando avalia a relação entre desigualdade e crescimento de renda em um painel de dados para países. Pelas suas críticas, fatores econômicos, sociais e culturais podem tornar essa relação distinta entre grupos de economias. Nessa mesma vertente, Saith (1983) e Anand e Kanbur (1993), por exemplo, também alegam que as economias desenvolvidas e em desenvolvimento não compartilham a mesma curva de Kuznets.

Para acomodar essa possibilidade na análise, emprega-se uma variante do modelo da equação (1) onde é possível encontrar heterogeneidade em seus coeficientes, através de um modelo de painel não dinâmico com efeito *threshold*, proposto por Hansen (1999). Em tal modelo, os coeficientes β e γ podem mudar entre regimes de acordo com o nível de uma variável de seleção, chamada de variável *threshold*. Assumindo a existência de apenas dois regimes, para facilitar a presente exposição, o modelo com efeito *threshold* pode ser descrito como:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{it} I_1 \{Y_{it} \leq \lambda\} + \gamma_1 X_{it} I_1 \{Y_{it} \leq \lambda\} + \beta_2 R_{it} I_2 \{Y_{it} > \lambda\} + \gamma_2 X_{it} I_2 \{Y_{it} > \lambda\} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde $I_j \{\cdot\}$ é a função indicadora, com $I_1 = 1$ quando $Y_{it} \leq \lambda$ e 0 de outra forma e $I_2 = 1$ quando $Y_{it} > \lambda$ e 0 de outra forma, Y_{it} é a variável *threshold*, λ é o parâmetro *threshold*, e $\beta_j = (\beta_{j1}, \dots, \beta_{jm})$ e $\gamma_j = (\gamma_{j1}, \dots, \gamma_{jk})$, $j = 1, 2$, ε_{it} é o termo de erro independente e serialmente não correlacionado, mas que pode ser heterocedástico entre os regimes. A equação acima permite a estimação de coeficientes distintos para cada grupo da amostra delimitado pelo valor de Y_{it} .

Para explicar o processo de estimação e testes nesse tipo de modelo, considere uma representação alternativa da equação de regressão (2):

$$G_{it} = \alpha_i + \psi Z_{it}(\lambda) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde $\psi = (\beta'_1, \gamma'_1, \beta'_2, \gamma'_2)$ e $Z_{it}(\lambda) = (R'_{it} I_1, X'_{it} I_1, R'_{it} I_2, X'_{it} I_2)'$. Defina o espaço $\Lambda = [\underline{\lambda}, \bar{\lambda}]$, onde $\underline{\lambda} > \min \{Y_{it}\}$ e $\bar{\lambda} < \max \{Y_{it}\}$. Observe que, para cada valor de $\lambda \in \Lambda$, o vetor $Z_{it}(\lambda)$ assumirá uma forma particular.

A estimação dos parâmetros em modelos com efeito *threshold* segue a metodologia proposta em Hansen (1999). Ela procede via sucessivas aplicações de MQO, para cada valor de λ em Λ , e a seleção, via *search grid*, das estimativas dos parâmetros que gerem o menor somatório do quadrado dos resíduos (SQR); ou

seja, para cada $\lambda_n \in \Lambda$ obtêm-se por MQO as estimativas $\hat{\alpha}_i(\lambda_n)$ e $\hat{\psi}(\lambda_n)$ e o respectivo SQR, $S(\lambda_n) = \sum \sum \hat{\varepsilon}_{it}^2(\lambda_n)$, as estimativas finais de α_i , ψ e λ são aqueles valores que minimizam a função $S(\lambda_n)$ no espaço Γ .

O teste para a existência de efeito *threshold*, onde $\beta_1 \neq \beta_2$ e/ou $\gamma_1 \neq \gamma_2$, utiliza a estatística de teste de multiplicador de Lagrange, proposta por Hansen (1999), que é robusta à heterocedasticidade e tem seus valores críticos determinados por um procedimento de *bootstrap* (Hansen, 1996). Caso o efeito *threshold* seja estatisticamente relevante na equação (2), conclui-se que existem dois regimes, onde as relações entre a variável dependente e as variáveis explicativas são distintas (ao menos para algumas delas). Do contrário, o modelo mais adequado para os dados é dado pela equação (1).

No caso de três regimes, por exemplo, o modelo teria a seguinte estrutura:

$$G_{it} = \alpha_i + \theta W_{it}(\lambda_1, \lambda_2) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

onde $\theta = (\beta'_1, \gamma'_1, \beta'_2, \gamma'_2, \beta'_3, \gamma'_3)$, $Z_{it}(\lambda_1, \lambda_2) = (R'_{it}I_1, X'_{it}I_1, R'_{it}I_2, X'_{it}I_2, R'_{it}I_3, X'_{it}I_3)'$ $I_1 = I_1 \{Y_{it} \leq \lambda_1\}$, $I_2 = I_2 \{\lambda_1 < Y_{it} \leq \lambda_2\}$ e $I_3 = I_3 \{\lambda_2 < Y_{it}\}$ são funções indicadoras e λ_1 e λ_2 são os parâmetros *threshold*.

No processo de estimação do modelo, bem similar ao caso com dois regimes, obtêm-se por MQO as estimativas $\hat{\alpha}_i(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ e $\hat{\theta}(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ para cada par $(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n}) \in \Lambda \times \Lambda$ e o respectivo SQR, $S(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n}) = \sum \sum \hat{\varepsilon}_{it}^2(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$, enquanto as estimativas finais de α_i , θ , λ_1 e λ_2 são aqueles valores que minimizam a função $S(\lambda_{1,n}, \lambda_{2,n})$ no espaço $\Lambda \times \Lambda$. Testes para a validade dos três regimes podem ser executados, também, pelo teste de multiplicador de *Lagrange* comparando-se as estimativas da variância dos erros entre os modelos (3) e (4).

Caso o modelo com três regimes (isto é, com dois parâmetros *thresholds*) seja o mais adequado estatisticamente, esse mesmo procedimento de estimação e teste continua até que seja determinado o número de regimes do modelo. Nesse estudo, o máximo de regimes permitido é três; ou seja, corresponde à possibilidade de existirem três relações distintas entre desigualdade e renda.

Apresentada a metodologia, se faz apropriado descrever o banco de dados, bem como extrair algumas informações descritivas para ilustrar o comportamento da desigualdade e de seus determinantes.

4 BASE DE DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

Para analisar a relação entre a desigualdade de renda e o crescimento econômico, este estudo emprega um painel de dados com frequência anual para 21 estados brasileiros,² contemplando o período de 1986 a 2005.³

De acordo com Vanhoudt (2000), os trabalhos de abrangência mundial comprometem a comparabilidade dos dados, haja vista que as metodologias de pesquisa e coleta de dados são desenvolvidas de maneira distinta em cada país. Neste sentido, uma vantagem deste estudo é a utilização de variáveis que possuem a mesma metodologia de cálculo em cada Unidade da Federação, possibilitando uma aferição mais precisa dos indicadores e a comparabilidade dos dados.

Como medida de desigualdade emprega-se o Índice de Gini. O vetor de variáveis explicativas $R'_i = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 \dots (\ln Y_{it})^m]$ é construído utilizando-se a renda domiciliar *per capita* Y_{it} .⁴ Adicionalmente, seguindo a discussão de Glaeser (2005), um vetor de variáveis explicativas X_i é incluído para controlar o efeito de fatores econômicos e políticos na relação de Kuznets.

Como variáveis de controle, utiliza-se a média de anos de estudo como *proxy* para capital humano (KH), uma medida de abertura comercial (AC) aferida a partir da razão entre a soma da exportação com importação em relação ao PIB, e o consumo de energia elétrica (CEE) industrial como *proxy* para o investimento.⁵ O quadro 1 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas neste estudo, bem como suas *proxies*, fontes e sinais esperados.

A escolha desses regressores foi determinada pela frequência de seu uso em estudos semelhantes e pela disponibilidade dos dados para todo o período do painel.

2. Cabe destacar que alguns estados, como Acre, Amapá, Rondônia, Roraima e Tocantins foram excluídos da amostra em decorrência da indisponibilidade de dados acerca dos mesmos para a série temporal analisada neste estudo, haja vista que a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) apresentava abrangência geográfica restrita até o início da década de 1990. Por outro lado, optou-se por excluir o Distrito Federal (DF) por este apresentar características atípicas em comparação aos demais estados da amostra. O comportamento atípico do DF se refere ao rápido crescimento da renda *per capita* a partir do início da década de 2000, onde o PIB *per capita* exibe uma trajetória quase exponencial. Esse tipo de comportamento não foi observado, no período em análise, em nenhuma outra Unidade Federativa do país, nem mesmo numa das mais ricas, o estado de São Paulo. De qualquer forma, durante o exercício empírico, notou-se a grande sensibilidade dos resultados à inclusão dos dados do DF. Verificou-se que pelo comportamento atípico, DF era tratado praticamente como um caso à parte do painel. Por isso, optou-se pela retirada do DF. Ademais, já que o estudo trata da curva de Kuznets, pode-se argumentar que a exclusão de uma região que tem sua renda bastante influenciada por políticas salariais do funcionalismo do governo não é prejudicial à análise.

3. Como a PNAD não dispõe de informações para os anos de 1991, 1994 e 2000, optou-se por interpolar estas informações a partir de média aritmética entre os anos anterior e posterior aos dados faltantes. Sendo assim, utiliza-se de painel de dados balanceado.

4. A renda domiciliar é deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como base 2005.

5. Optou-se por aplicar logaritmo neperiano em todas as variáveis. Sendo assim, os coeficientes reportam as elasticidades renda da desigualdade, bem como as elasticidades da abertura comercial e do capital físico e humano e da desigualdade de renda dos estados brasileiros.

No que se refere à variável abertura comercial, esta pode transmitir conhecimento e tecnologia gerando crescimento econômico, levando a economia para o estágio definido por Kuznets com menor desigualdade. Por outro lado, a intensificação do comércio internacional pode gerar um aumento da demanda por trabalho qualificado, aumentando o prêmio salarial desses trabalhadores em detrimento dos não qualificados gerando desigualdade (Winters, McCulloch e McKay, 2004). Por essas razões, o efeito da variável abertura comercial sobre a desigualdade de renda não é consensual. Por exemplo, para Dollar e Kraay (2002) a abertura comercial não influencia diretamente na desigualdade de renda, enquanto os trabalhos de Barro (2000) e Ravallion (2001) encontram evidências de que a abertura comercial pode aumentar a desigualdade em países pobres e reduzi-la em países com maiores níveis de renda.

QUADRO 1

Resumo descritivo das variáveis utilizadas

Variável	Descrição (<i>proxies</i>)	Fonte	Sinal esperado
Desigualdade (<i>Gini</i>)	Índice de Gini ³	PNAD/IBGE/Ipea ¹	²
Renda (<i>Y</i>)	Renda domiciliar <i>per capita</i>	PNAD/IBGE/Ipea ¹	–
<i>AC</i>	Razão entre a soma da exportação com importação em relação ao PIB	MDIC – Secex ⁴	–/+
Capital físico (<i>CEE</i>)	Consumo de energia elétrica industrial	Eletrobras	–
<i>KH</i>	Média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais ⁵	Ipea	–

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Série calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) a partir das respostas à PNAD/IBGE.

² Variável dependente.

³ O Índice de Gini mensura o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Teoricamente, seu valor varia entre 0 e 1, isto é, quando assume valor igual a 0 as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor (ou seja, não existe desigualdade) e, caso assumam valor igual 1, apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula.

⁴ MDIC é o acrograma de Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio, enquanto Secex refere-se à Secretaria de Comércio Exterior do MDIC.

⁵ Aferida a partir da razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária.

Em relação às variáveis de capital físico e capital humano, vários estudos que formalizam teoricamente a curva de Kuznets utilizam uma função de produção com essas variáveis (Gallor e Tsiddon, 1996). Dada a possibilidade de que a diferença no número de anos de estudo entre os indivíduos pode afetar o hiato salarial entre os mesmos, gerando desigualdade de renda, variáveis que aproximam o capital humano estão presentes em vários estudos empíricos que testam a hipótese da curva de Kuznets. Neste caso, espera-se que quanto maior essa variável seja observada para a amostra como um todo, menor será a desigualdade de renda.

A tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas dos dados. Os valores observados para a desigualdade ao longo de vinte anos apresentaram uma média (e mediana) de 0,578. O máximo registrado (0,666) foi no ano de 1990 no estado do Piauí e o mínimo foi no ano de 2004 em Santa Catarina (0,461). Esses números revelam a gravidade da desigualdade no país. Mesmo o menor nível registrado no período, o de Santa Catarina, ainda é maior do que muitos países em desenvolvimento em 2004, como Rússia, Indonésia, México e Índia (o índice para China em 2004 é 46,9).⁶

TABELA 1
Estatística descritiva das variáveis

Estatísticas	Variáveis				
	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CEE</i>	<i>AC</i>	<i>KH</i>
Média	0,578	264,93	6,330	0,144	1,552
Mediana	0,578	242,94	6,291	0,123	1,585
Máximo	0,666	613,58	7,660	0,604	2,045
Mínimo	0,461	90,05	4,748	0,003	0,783
Desvio-padrão	0,035	103,52	0,635	0,116	0,264
Observações	420	420	420	420	420
Matriz de correlação					
Variáveis	<i>Gini</i>	<i>Y</i>	<i>CEE</i>	<i>AC</i>	<i>KH</i>
<i>Gini</i>	1	-0,515	-0,373	-0,387	-0,556
<i>Y</i>	-0,515	1	0,486	0,281	0,721
<i>CEE</i>	-0,373	0,486	1	0,404	0,441
<i>AC</i>	-0,387	0,281	0,404	1	0,494
<i>KH</i>	-0,556	0,721	0,441	0,494	1

Elaboração dos autores

Em relação à renda, os resultados apresentam uma mediana no valor de R\$ 242,94. São Paulo registrou a maior renda do país no ano de 1986, ao passo que Piauí registrou a menor renda domiciliar *per capita* no ano de 1988. Pela estatística de correlação, nota-se que a desigualdade mensurada pelo Gini é negativamente correlacionada com o nível de renda. Caso a relação entre essas variáveis fosse linear, poder-se-ia esperar que a desigualdade reduzisse com o aumento da renda *per capita*.

No que se refere ao consumo de energia elétrica industrial, verificou-se que o estado de São Paulo foi o que mais consumiu energia elétrica no país durante o ano de 2004. Enquanto o menor valor observado foi no estado do Mato Grosso para o ano de 1991. A série de abertura comercial apresentou valor médio de 0,144 e o Espírito Santo foi o estado com maior nível dessa variável em 2003. Por outro lado, o estado de Sergipe, em 1995, foi o mais fechado em relação às transações

6. Esses valores foram retirados do CIA World Factbooks, 18 dezembro 2003 a 28 março 2011.

comerciais com o exterior. No tocante ao capital humano, os resultados apontam que os indivíduos com maior média de anos de estudo se concentraram no estado do Rio de Janeiro no ano de 2005. Já os menores valores observados para essa variável foram registrados no estado do Piauí no ano de 1992.

Por fim, nota-se que todas as variáveis de controle (consumo de energia elétrica industrial, abertura comercial e capital humano) são negativamente correlacionadas com a desigualdade. Sendo assim, espera-se que dentre as estimativas geradas pelos modelos econométricos, uma relação negativa entre as variáveis de controle e desigualdade de renda nos estados brasileiros seja observada. Não obstante, a próxima seção se reserva a analisar os resultados empíricos encontrados.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A hipótese de Kuznets e a variabilidade da relação entre desigualdade e crescimento da renda são avaliadas em um modelo econométrico de painel não linear com efeitos fixos. A não linearidade é caracterizada pelo efeito *threshold*, onde os coeficientes da equação mudam de acordo com o nível de uma variável-chave, denominada variável *threshold*. Quando esse efeito é estatisticamente significativo, os coeficientes das variáveis renda e suas potências $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 \dots (\ln Y_{it})^m]$, identificadores da relação de Kuznets, variam entre regimes determinados pela variável *threshold*.

A literatura, em geral, estima a relação entre desigualdade e renda usando uma função quadrática, como sugerida por Kuznets, ou cúbica.⁷ Considerando essas duas possibilidades, os resultados são apresentados para os casos $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$ e $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$. O ideal seria verificar a especificação correta entre os dois modelos, mas um teste no modelo econométrico usado para esse tipo de seleção ainda não está disponível. A dificuldade principal de desenvolver esse teste deve-se provavelmente à construção de uma estatística que contemple a presença do tipo não linearidade em questão e a possibilidade de os modelos não serem aninhados, pois os parâmetros *threshold* podem ser diferentes na forma quadrática e cúbica.

Alternativamente, esses modelos são contrastados usando as estimativas de seus parâmetros *threshold* fixos e aplicando um teste F de restrição linear. Têm-se então dois cenários. No primeiro, as estimativas dos parâmetros *threshold* do modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$, modelo restrito, são usadas para estimar o modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$, modelo livre, e assim calcular uma estatística F usando os somatórios dos quadrados dos resíduos. No segundo, faz-se o contrário, as estimativas dos parâmetros *threshold* do modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2 (\ln Y_{it})^3]$,

7. Veja por exemplo os estudos de Katz e Murphy (1992), Ravallion (1995), Barro (2000), Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011).

modelo livre, são usadas para estimar o modelo com $R'_{it} = [(\ln Y_{it})(\ln Y_{it})^2]$, modelo restrito, e assim calcular a devida estatística F. Essa estratégia ajuda na determinação de qual especificação do vetor de rendas é provavelmente mais adequado para explicar os dados no arcabouço do modelo para painel com efeito *threshold*.

Os resultados do modelo com a forma quadrática são reportados na tabela 2. No topo da tabela são apresentadas as estimativas dos parâmetros *threshold* e os respectivos regimes formados por seus valores. Abaixo têm-se as estimativas dos coeficientes nos diferentes regimes e suas estatísticas t. Na parte inferior da tabela encontram-se a estatística de teste LR para o efeito *threshold* e seu valor-p, a soma do quadrado dos resíduos para o modelo selecionado e a estatística F para verificar se o regressor adicional $(\ln Y)^3$ é estatisticamente relevante, fixando os parâmetros *threshold* estimados.

TABELA 2

Modelo *threshold* com função quadrática na variável renda

Variável dependente: Gini Regressores	Regimes		
	Regime 1 $Y < R\$ 258,48$	Regime 2 $R\$ 258,48 \leq Y < R\$ 395,62$	Regime 3 $Y > R\$ 395,62$
$\ln Y$	0,10 (0,74)	0,83** (4,29)	1,68** (4,39)
$(\ln Y)^2$	-0,01 (-0,38)	-0,07** (-3,95)	-0,16** (-4,46)
$\ln CEE$	-0,01** (-4,30)	0,002 (1,07)	0,03** (3,79)
AC	-0,04 (-1,19)	-0,03 (-1,36)	-0,11 (-1,21)
$\ln KH$	-0,07** (-4,33)	-0,14** (-6,13)	-0,08** (-2,74)
Teste LR (3 regimes)	24,32**		
Valor-p (3 regimes)	0,001		
Σe^2	0,147		
Estatística F (quando acrescentado $(\ln Y)^3$)	0,69		

Elaboração dos autores.

Nota: ** Significante ao nível de 5%, * significante ao nível de 10%.

Obs.: 1. As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade.

2. Os valores entre parênteses reportam a estatística t.

3. A amostra exclui os estados do Acre, Amapá, Roraima, Rondônia, Tocantins e Distrito Federal.

4. O valor crítico de 5% para a estatística F é 2,6.

5. Os intervalos de confiança ao nível de 5% para os *thresholds* estimados foram [235, 268] e [366, 407].

Pelo procedimento de aplicação sucessiva do teste LR, no caso da forma quadrática, o painel de dados revelou a existência de três regimes onde as relações

entre renda e desigualdade se diferenciam. O regime 1 é composto por economias em que o PIB *per capita* estadual se encontra abaixo de R\$ 258,48, o regime 2 por economias nas quais essa variável assume valores entre R\$ 258,48 e R\$ 395,62 e o regime 3 por aquelas onde o PIB *per capita* estadual é superior a R\$ 395,62.⁸

Antes de comentar sobre as estimativas dos coeficientes, vale observar que o modelo adicionado da variável $(\ln Y)^3$, com esses mesmos regimes, não é estatisticamente significativo quando comparado com o apresentado acima. A estatística F é 0,69, abaixo do valor crítico correspondente ao nível de 5% de significância (2,6%). Portanto, considerando esses regimes, a forma quadrática parece ser mais apropriada para explicar os dados.

A relação entre desigualdade e renda não é significativa no regime de baixa renda *per capita*; ou seja, o nível de desigualdade dessas economias não se altera com mudanças na renda. Usando argumentos similares àqueles discutidos no trabalho de Kuznets, para que essa relação ocorra, talvez seja necessária a existência de diversidade em termos de salários e produtividade entre os setores de atividade econômicos. No caso de economias estagnadas, em que os setores são semelhantes nesses termos, como pode ser o quadro das economias do regime 1, é provável que o crescimento da renda não provoque modificações na distribuição da renda. Esse quadro pode ainda ser resultado da baixa intensidade em que outros fatores, tais como o mercado de crédito (Khan, 2001), a representatividade política (Acemoglu e Robinson, 2002) e o acúmulo de capital humano (Glomm e Ravikumar, 1992) influenciem a formação de uma relação entre essas variáveis.

Para os estados que fazem parte desse regime, o aumento do capital físico e principalmente o do capital humano apresentam parâmetros negativos e significantes do ponto de vista estatístico, sendo o valor da elasticidade dessa última variável sete vezes maior do que a primeira. Portanto, para estes casos, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, por fim na formação de capital humano, devem ser utilizados como principal política de redução na desigualdade.

Para os regimes 2 e 3, por outro lado, tem-se a evidência de que a relação entre desigualdade e renda seja significativa. No regime 2 os coeficientes estimados da renda e quadrado da renda são, respectivamente, 0,83 e -0,07, e no regime 3, 1,68 e -0,16. Considerando os dois regimes de forma isolada, pode-se inferir que a desigualdade tende a crescer com a renda, mas a partir de certo nível de renda ela passa a decrescer. No entanto, pelos valores estimados desses coeficientes e dos *thresholds* – quando os dois regimes são analisados conjuntamente – o que pode ser observado é a predomi-

8. Utilizando como referência o PIB *per capita* médio no período 2001-2005, os estados de Alagoas, Amazonas, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe seriam as economias do regime 1, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Paraná as do regime 2, e Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo as do regime 3.

nância de uma relação positiva entre desigualdade e renda no segundo regime e uma negativa no terceiro regime. De forma geral, considerando as estimativas do modelo econométrico como um todo, prevalece a ideia do “U” invertido, como proposto por Kuznets. Ou seja, os benefícios do crescimento econômico seriam ao longo do desenvolvimento disseminados para todos da sociedade.

No regime 2, apenas a variável capital humano, entre as demais variáveis de controle, é estatisticamente significativa, com sinal esperado e elasticidade duas vezes maior do que a do PIB *per capita* ao quadrado. Desta forma, uma política de redução de desigualdade para os estados nessa situação é a de crescimento do PIB *per capita* combinado com investimentos prioritários em capital humano.

Para as economias no terceiro regime, as variáveis capital físico e capital humano foram as que se mostraram significantes entre as variáveis de controle. Entretanto, a primeira apresentou sinal diferente do esperado – as evidências empíricas indicam que nesse caso investimentos em capital físico aumentam a desigualdade, e que, como nos demais regimes, o aumento do capital humano reduz a desigualdade, mas, diferentemente do regime 2, a elasticidade do capital humano é menor do que a do PIB *per capita* ao quadrado. Ou seja, nesse último regime a política de redução de desigualdade assemelha-se à recomendada aos estados do regime 2, mas com prioridade para o crescimento do PIB *per capita*.

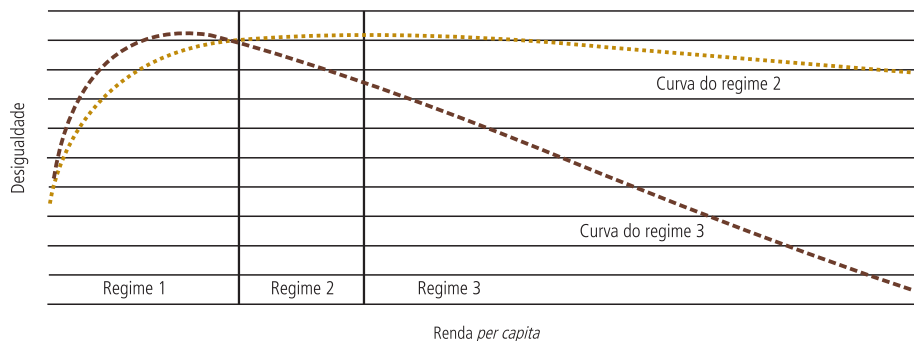
Para avaliar a diferença entre os dois regimes, simula-se a relação entre a desigualdade e a renda *per capita* através da função $G_j = c + \beta_1 \ln(Y_j) + \beta_2 \ln(Y_j)^2$ para valores da renda *per capita* mensal entre R\$ 50 e R\$ 1.000, onde β_1 e β_2 são as estimativas desses coeficientes para cada regime e c é uma constante para igualar o nível inicial de G_j entre os regimes. Lembre-se de que os valores dessa variável no painel de dados estão entre R\$ 212 e R\$ 614. As curvas de Kuznets simuladas são apresentadas nos gráficos 1 e 2. O gráfico 1 apresenta essas curvas considerando as estimativas de cada regime isoladamente e o gráfico 2 complementa o gráfico 1 representando a curva de Kuznets estimada para o modelo econométrico como um todo, com a demonstração apenas da parte da curva válida para cada regime.⁹ Os traços verticais nos gráficos representam os valores estimados dos parâmetros *threshold*.

Percebe-se que, para a faixa de renda *per capita* simulada, o aumento da desigualdade com o crescimento da renda ocorre mais lentamente no regime 2. Nesse caso, o nível de desigualdade atinge o seu máximo quando a renda *per capita* for aproximadamente R\$ 376, enquanto no regime 3 isso ocorre quando ela for R\$ 190. Então, como comentado anteriormente, pelas estimativas dos parâmetros *threshold*, economias que se encontram no regime 2 ainda estariam passando por aumento de desigualdade com o crescimento da renda. Já no regime 3, a desigualdade se

9. Para evitar interpretações equivocadas, vale informar que os níveis mínimos de desigualdade nas figuras, onde ocorre a interseção dos eixos, não são zeros e foram escolhidos de forma a tornar a representação das curvas mais clara.

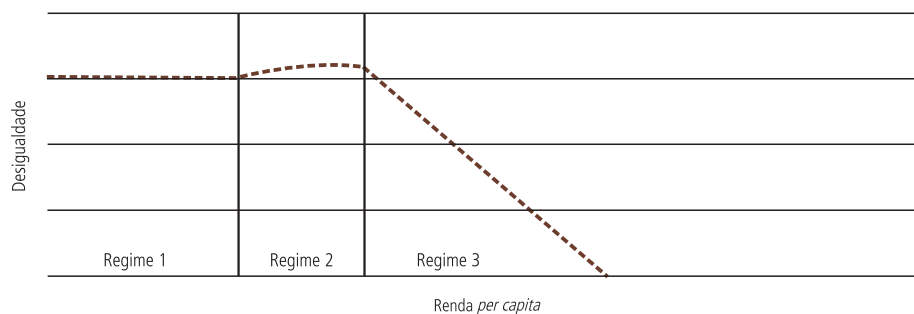
encontra na descendente em relação ao crescimento da renda. Vale notar que a redução da desigualdade com o crescimento nas economias mais ricas ocorre de maneira bem acelerada. Isso fica bem evidente pela inclinação da última seção da curva de Kuznets apresentada no gráfico 2.

GRÁFICO 1
Curvas de Kuznets por regime no modelo *threshold* com função quadrática na renda



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Representação da curva de Kuznets conjunta no modelo *threshold* com função quadrática na renda



Elaboração dos autores.

Novamente em relação às variáveis de controle, tem-se que um aumento de 10% no número de anos de estudo em cada estado, *ceteris paribus*, reduziria, em média, o índice de Gini entre 0,7 e 1,4 ponto, dependendo do regime. Vários estudos reportam o efeito da educação na redução da desigualdade, como por exemplo Fishlow (1972), Reis e Barros (1991), Barros, Henriques e Mendonça (2002), Tatiwa e Cruz (2010), entre outros, que corroboram a importância de políticas educacionais na melhoria da distribuição de renda.

Aumentos no consumo de energia elétrica na indústria, *proxy* para capital físico, reduzem a desigualdade no regime 1, de mais baixa renda, não têm efeito no regime 2 e aumentam a desigualdade no regime 3. Não existe um sinal esperado para a influência desse fator na desigualdade, pois dependendo do tipo de capital investido e os setores nos quais ele seria aplicado poder-se-ia encontrar um efeito positivo ou negativo sobre a distribuição de renda. Note, no entanto, que um aumento de 10% nessa variável implica um decréscimo de 0,01 no índice de Gini das economias do regime 1. Diante disso, pode-se inferir que acréscimos em capital humano exercem um maior efeito sobre a redução da desigualdade do que aumentos do capital físico em economias de mais baixa renda. Logo, em termos de políticas destinadas a reduzir desigualdade, seriam mais recomendadas políticas públicas voltadas para a educação formal e a qualificação profissional.¹⁰ Em relação à abertura comercial, essa variável não foi estatisticamente significativa¹¹ em nenhum dos regimes estimados.

Complementando a estratégia para determinar a especificação do modelo, apresentam-se os resultados da equação com a forma cúbica na tabela 3. Similar ao caso anterior, o teste LR indicou que há três regimes: O regime 1 com PIB *per capita* mensal abaixo de R\$ 258,48, o regime 2 com o PIB *per capita* mensal entre R\$ 258,48 e R\$ 404,46 e o regime 3 com PIB *per capita* mensal superior a R\$ 404,46.

Analisando os regimes isoladamente, as estimativas dos coeficientes das variáveis de renda e suas razões t , ao nível de 10% de significância, sugerem a possibilidade de que a relação entre desigualdade e renda *per capita* seja cúbica, sendo que a estrutura do regime 1 é diferente da dos regimes 2 e 3, que têm forma de “N”. Quando o nível de significância considerado é o tradicional 5%, essa relação é aparentemente na forma de “U” invertido no regime 1, nula no regime 2 e cúbica em forma de “N” no regime 3. A forma cúbica, se for válida, parece ocorrer apenas no regime 3.

Vale observar que a existência da relação cúbica não necessariamente contradiz a proposta de Kuznets. Como argumentado anteriormente, em uma economia com diversos setores, é possível que a redução da desigualdade ocasionada pela migração ao até então novo e atrativo setor se reverta em função do surgimento

10. O impacto do capital humano também tem sido superior ao do capital físico na literatura de crescimento econômico. Ver, por exemplo, Mankiw, Romer e Weill (1992), Ferreira, Issler e Pessoa (2004), Cangussu, Salvato e Nakabashi (2010) e Arruda *et al.* (2011).

11. De acordo com Arruda *et al.* (2011) a abertura comercial exerce um impacto negativo sobre o nível de renda *per capita* dos estados brasileiros, revelando, inclusive, que incrementos de 1% no grau de abertura comercial provocam uma redução da ordem de 0,07% na atividade econômica dos estados. No entanto, ao levar em conta as peculiaridades regionais, tratando o Nordeste como categoria de referência, os autores concluíram que a abertura comercial afeta positivamente o crescimento econômico ao considerar as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, e negativamente ao avaliar a região Norte.

de um mais novo e atrativo setor – a desigualdade passa a crescer novamente. Trabalhos como os de Bishop, Formby e Thistle (1991), Bound e Johnson (1992) e Katz e Murphy (1992) sugerem o surgimento dos setores de alta tecnologia, intensivos em capital humano especializado, e a expansão do setor de serviços como responsáveis pela finalização da fase decrescente e o início de uma nova fase de crescimento na desigualdade observada nas últimas duas décadas, especialmente em países industrializados.

TABELA 3

Modelo *Threshold* com função cúbica na variável renda

Variável dependente: Gini Regressores	Regimes		
	Regime 1 $Y < R\$ 258,48$	Regime 2 $R\$ 258,48 \leq Y < R\$ 404,46$	Regime 3 $Y \leq R\$ 404,46$
$\ln Y$	-3,39* (-1,91)	8,02* (1,84)	25,19** (2,32)
$(\ln Y)^2$	0,65** (1,97)	-1,39* (-1,73)	-4,49** (-2,26)
$(\ln Y)^3$	-0,04** (-1,98)	0,08* (1,64)	0,27** (2,19)
$\ln CEE$	-0,01** (-4,21)	0,00 (1,12)	0,01* (1,89)
AC	-0,05 (-1,46)	-0,02 (-0,71)	-0,09 (-1,01)
$\ln KH$	-0,08** (-3,77)	-0,16** (-6,25)	-0,07** (-2,36)
Teste LR (3 regimes)	27,76***		
Valor-p (3 regimes)	0,001		
$\Sigma \epsilon^2$	0,143		
Estatística F (quando retirado $(\ln Y)^3$)	0,75		

Elaboração dos autores.

Nota: **Significante ao nível de 5%, *significante ao nível de 10%.

Obs.: 1. As estimações foram corrigidas para heterocedasticidade.

2. Os valores entre parênteses reportam a estatística t.

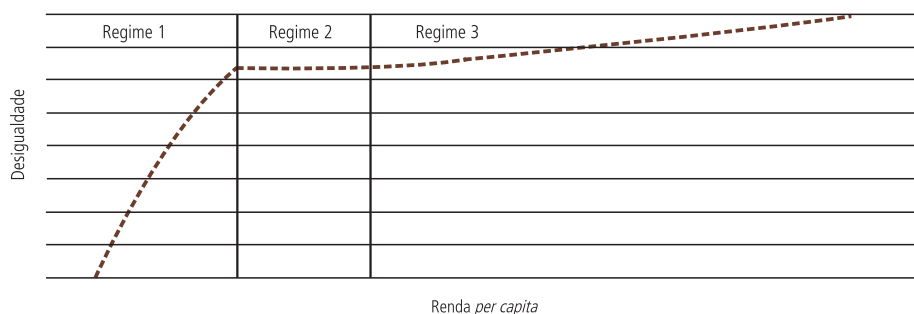
3. A amostra exclui os estados do Acre, Amapá, Roraima, Rondônia, Tocantins e Distrito Federal.

4. O valor crítico de 5% para a estatística F é 2,6.

Quando a curva estimada pelo modelo não linear considera todos os resultados em conjunto, evidenciando a parte da curva relevante apenas para seu regime, encontra-se na verdade uma relação entre desigualdade e renda predominantemente crescente. A forma dessa curva, apresentada no gráfico 3, representa os dados gerados em simulação similar à anterior, mas para o caso $G_j = c + \beta_1 \ln(Y_j) + \beta_2 \ln(Y_j)^2 + \beta_3 \ln(Y_j)^3$ (e os coeficientes significantes ao nível de 5%).

GRÁFICO 3

Representação da curva de Kuznets conjunta no modelo *threshold* com função cúbica na renda



Elaboração dos autores.

De qualquer forma, fixados os valores dos parâmetros *threshold*, a hipótese nula de que o modelo não inclui $(\ln Y)^3$ não foi rejeitada pelo teste F, favorecendo a especificação da relação entre desigualdade e renda na forma quadrática. Aparentemente, essa relação positiva entre renda e nível de desigualdade não condiz com as mudanças observadas nessas variáveis nas últimas décadas no Brasil. Ademais, ao se considerar o nível de desenvolvimento e a estrutura atual da economia brasileira ainda distante daquele considerado nos trabalhos supracitados para justificar a forma cúbica,¹² o modelo com a forma quadrática talvez seja mesmo o mais adequado para os dados. Vale observar, por fim, que qualitativamente as estimativas dos efeitos dos controles não se alteraram relativamente àquelas apresentadas na tabela 2.

A partir desse exercício empírico realizado para o Brasil no período de 1986 a 2005, pode-se concluir que a relação de “U” invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico, isto é, a hipótese de Kuznets, não é rejeitada para economias que apresentam faixas de renda mensal acima de R\$ 258,48. No caso das mais pobres, isto é, com faixas de renda *per capita* mensal abaixo de R\$ 258,48 não há qualquer relação entre desigualdade e crescimento econômico. Para efeito de comparação, o gráfico 4 apresenta a curva de Kuznets estimada pelo modelo não linear, mostrado no gráfico 2, e a curva de Kuznets que seria obtida pelo modelo linear,¹³ tradicional em estudos similares. No gráfico 4, são claras as principais diferenças na relação entre desigualdade e renda sugeridas pelos dois métodos. No modelo linear, o nível de desigualdade aumenta com o crescimento da renda para economias com baixa renda, o que poderia ser interpretado como um custo

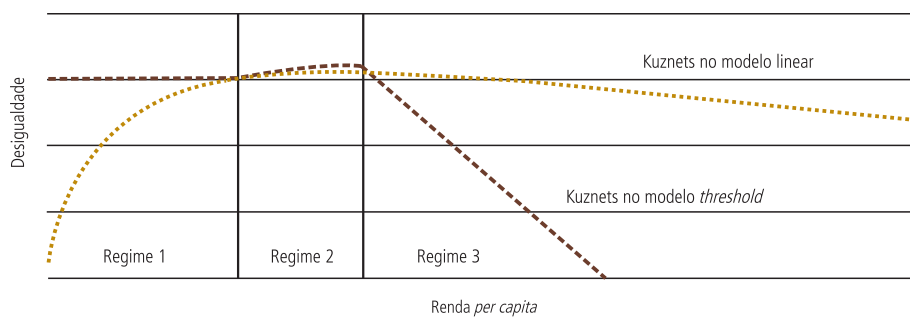
12. A forma cúbica encontrada nesses trabalhos também pode ser resultado de erros de especificação do modelo econômico por não permitir heterogeneidade na relação entre desigualdade e renda entre economias ou através do tempo.

13. No modelo linear, os coeficientes estimados da renda e quadrado da renda são respectivamente 0,428 e -0,036. Os dois são estatisticamente significantes ao nível de 5%.

inicial para o desenvolvimento dessas regiões. No entanto, pelas estimativas do modelo não linear, esse custo não aparece nos dados. No grupo de economias com renda mais alta, o nível de desigualdade decresce relativamente mais lentamente com o crescimento da renda no modelo linear. Se considerarmos que o modelo estatisticamente relevante é o não linear, os dados revelam que os benefícios do crescimento em termos de distribuição de renda sugeridos pela teoria da curva de Kuznets ocorrem na verdade de forma bem mais rápida nessas economias.

GRÁFICO 4

Comparação das curvas de Kuznets estimadas pelos modelos linear e com efeito *threshold*



Elaboração dos autores.

A não linearidade proposta para a relação entre desigualdade e crescimento econômico sugere que as políticas públicas de abrangência nacional (*Top-Down*) têm impactos distintos sobre os estados brasileiros, haja vista que cada um se encontra em um estágio próprio de desenvolvimento. Isto significa que a forma mais adequada para dirimir a desigualdade de renda no Brasil seria por meio de políticas específicas, denominadas *Bottom-Up*; ou seja, focadas na realidade de cada estado.

Onde a hipótese de Kuznets prevalece, políticas gerais que induzem o crescimento econômico aparentemente estão associadas com um processo de equalização da renda no longo prazo, especialmente nas regiões mais ricas, que já estão numa fase de redução da desigualdade. Isso não implica que políticas adicionais distributivas não sejam necessárias, caso a redução de desigualdade seja um plano do governo. Como foi evidenciado, por exemplo, políticas educacionais também têm efeitos na desigualdade. Entretanto, sem políticas adicionais e com pelo menos a continuidade do crescimento, os resultados sugerem que os atuais níveis de desigualdade não continuarão para sempre.

Para as regiões mais pobres, seguindo os trabalhos teóricos que mostram haver relação entre desigualdade e nível de renda, talvez a atuação do governo deva ser no sentido de fomentar os elementos que tornem o processo de crescimento

igualitário (no longo prazo), como o desenvolvimento do mercado de crédito e a qualificação de mão de obra para setores de atividade mais dinâmicos. Ademais, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, ou seja, investimento em capital humano é o instrumento de política pública mais indicado para reduzir seus níveis de desigualdade de renda.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre desigualdade e renda na forma de “U” invertido, conhecida como a hipótese de Kuznets, ainda é controversa na academia, apesar de boa parte da literatura apresentá-la como uma regularidade empírica. Diversos trabalhos têm analisado essa hipótese para o Brasil, mas os resultados não são tão claros quanto a sua validade. Este artigo estuda a relação entre desigualdade e renda para um painel de dados no Brasil e contribui para a literatura investigando a validade do formato proposto por Kuznets, e outros autores, e sua heterogeneidade entre as economias que compõem o país.

Com base em um modelo de painel com efeito fixo não linear, conclui-se a existência de três regimes onde as relações entre desigualdade e renda se diferenciam, dependendo do estágio de desenvolvimento – vertente, advogada por Barro (2000). O primeiro regime é composto pelas economias com renda *per capita* inferior a R\$ 258,48 mensais. No segundo regime, estão as unidades econômicas com renda *per capita* iguais ou maiores do que R\$ 258,48 e menores do que R\$ 395,62 mensais, consideradas como o grupo com classes de rendas intermediárias. As economias com renda *per capita* superior a R\$ 395,62 mensais compõem o terceiro regime, que neste estudo são consideradas como pertencentes ao grupo com maiores classes de renda. A hipótese de Kuznets não é rejeitada para economias que apresentam faixas de renda mensal acima de R\$ 258,48, aquelas dos regimes 2 e 3. No caso das economias mais pobres, regime 1, não há evidências empíricas de uma relação entre desigualdade e crescimento econômico.

Em relação às variáveis de controle, observou-se que o capital humano (média de anos de estudo dos estados), mostrou-se significativo estatisticamente e com sinal negativo em todos os regimes, enquanto a variável *proxy* para investimento (consumo de energia elétrica industrial) apresentou-se significativo para o primeiro e o terceiro regimes; entretanto, apenas no primeiro o sinal foi negativo.

Ao validar a hipótese do “U” invertido para os estados mais ricos do país, este estudo pode ser tomado como instrumento balizador de novas políticas públicas. A necessidade de programas mais direcionados a cada perfil socioeconômico estadual e o abandono de políticas governamentais de cima para baixo, conhecido como *Top-Down*, são ações imprescindíveis para a superação de problemas sociais, entre eles a extrema desigualdade na distribuição de renda no Brasil.

Os resultados mostram que, para os estados que se enquadram no primeiro regime encontrado, investimentos em educação, pesquisa e desenvolvimento, ou seja, investimento em capital humano, é o instrumento de política pública mais indicado para reduzir seus níveis de desigualdade de renda, enquanto para as Unidades da Federação pertencentes aos regimes 2 e 3, as recomendações são o uso de combinações de políticas que estimulem o crescimento do PIB *per capita* em conjunto com investimentos em capital humano, sendo que no segundo regime essa última variável se mostra mais importante, enquanto no terceiro regime a prioridade é atribuída ao crescimento econômico.

ABSTRACT

This study assesses Kuznets Hypothesis and the heterogeneity in the inequality-growth relationship for a panel of Brazilian States. It refines upon previous work by examining the relationship between inequality and growth in non-linear panel data models. Controlling for other relevant variables, econometric results show that the "U" inverted relationship suggested by Kuznets emerges as a clear empirical regularity in the economies with monthly per capita GDP above R\$ 258. For the others, it seems that income growth has no direct effect on inequality. This finding shows that federal public policies have to take more into account the heterogeneous economic dynamics across regions in Brazil.

Keywords: economic growth; income inequality; Kuznets hypothesis; threshold models.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. The political economy of the Kuznets curve. **Review of development economics**, v. 6, n. 2, p. 183-203, 2002.
- ADELMAN, I.; MORRIS, C. **Economic growth and social equity in developing countries**. Stanford, California: Stanford University Press, 1974.
- AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. **European economic review**, v. 36, n. 2, p. 603-611, 1992.
- AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American economic review**, v. 66, n. 2, p. 128-135, 1976a.
- _____. Inequality, poverty and development. **Journal of development economics**, v. 3, n. 4, p. 307-342, 1976b.
- AMOS JÚNIOR, O. M. Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development. **Regional science and urban economics**, v. 18, n. 4, p. 549-566, 1988.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality development relationship. **Journal of development economics**, v. 40, p. 25-52, 1993.
- ARRUDA, E. *et al.* Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29., Brasília. **Anais...** Brasília: ANPEC, 2011.

- BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. **Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991)**. UFRGS, 2004 (Texto para Discussão, n. 20).
- BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste brasileiro. **Revista econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 842-859, 2001.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of economic growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.
- BARROS, L.; GOMES, F. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Revista análise econômica**, v. 50, p. 57-81, 2008.
- BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 857).
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 1., 2002, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre, 2002.
- BISHOP, J.; FORMBY, J.; THISTLE, P. Changes in US earnings distributions in the 1980s. **Applied economics**, v. 23, p. 425-434, 1991.
- BOUND, J.; JOHNSON, G. Changes in the structure of wages in the 1980s: an evaluation of alternative explanations. **American economic review**, v. 82, p. 371-392, 1992.
- BRUNO, M.; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. In: TANZI, V.; KE-YOUNG CHU (Ed.). **Income distribution and high-quality growth**. MIT Press: Cambridge MA and London, 1998.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos econômicos**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- DAWSON, P. J. On testing Kuznets' economic growth hypothesis. **Applied economic letters**, v. 4, p. 409-410, 1997.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **World Bank economic review**, v. 10, p. 565-591, 1996.
- _____. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of development economics**, v. 57, p. 259-287, 1998.
- DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of economic growth**, v. 7, p. 3, p. 195-225, 2002.
- FAN, J.; ZHANG, C.; ZHANG, J. Generalized likelihood ratio statistics and Wilks phenomenon. **The annals of statistics**, v. 29, p. 153-193, 2001.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics letters**, v. 88, n. 1, p. 29-35, 2004.
- FIELDS, G.; JAKUBSON, G. **The inequality-development relationship in development countries, 1994**. Mimeografado.
- FIGUEIREDO, E.; SILVA JÚNIOR, J.; JACINTO, P. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. **Economia**, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American economic review**, v. 62, n. 2, p. 391-402, 1972.

FORBES, K. J. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American economic review**, v. 90, n. 4, p. 869-887, 2000.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income distribution and macroeconomics. **The review of economic studies**, v. 60 (1), n. 202, 1993.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Income distribution and growth. The Kuznets hypothesis revisited. **Economica**, v. 63, n. 250, 1996.

GLAESER, E. L. **Inequality**. National Bureau of Economic Research Inc., 2005 (NBER Working Papers, n. 15.511).

GLOMM, G. A model of growth and migration. **Canadian journal of economics**, v. 25, p. 901-922, 1992.

GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Public versus private investment in human capital endogenous growth and income inequality. **Journal of political economy**, v. 100, n. 4, p. 818-834, 1992.

_____. Increasing returns, human capital, and the Kuznets curve. **Journal of development economics**, v. 55, p. 353-367, 1998.

GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income. **Journal of political economy**, v. 98, 1990.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. **Journal of econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.

_____. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, p. 413-430, 1996.

HSING, Y.; SMITH, D. Kuznets' inverted-U hypothesis revisited. **Applied economic letters**, p. 111-113, 1994.

JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. **Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região Nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer?** 2004. Mimeografado.

JUSTMAN, M.; GRADSTEIN, M. The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth. In: BREZIS, E.; TEMIN, P. (Ed.). **Elites, minorities and economic growth**. Amsterdam: Elsevier, 1999.

KATZ, L.; MURPHY, K. Changes in relative wages, 1963-87: supply and demand factors. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 35-78, 1992.

KHAN, A. Financial development and economic growth. **Macroeconomics dynamics**, v. 81, n. 3, p. 413-433, 2001.

KOENKER, R.; NG, P.; PORTNOY, S. Quantile smoothing splines. **Biometrika**, v. 81, n. 4, p. 673-680, 1994.

KRAVIS, I. B. International differences in the distribution of income. **Review of economics and statistics**, v. 42, n. 4, p. 408-416, 1960.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: what happens after the inverted-U. **Review of development economics**, v. 3, n. 2, p. 200-206, 1999.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics economic growth. **Quarterly journal of economics**, v. 107, p. 407-437, 1992.
- OGWANG, T. Inter-country inequality in human development indicators. **Applied economic letters**, v. 7, n. 7, p. 443-446, 2000.
- OSHIMA, H. T. The international comparison of size distribution of family incomes with special reference to Asia. **Review of economics and statistics**, v. 44, n. 4, p. 439-445, 1962.
- PARTRIDGE, M.; RICKMAN, D. W.; LEVERNIER, W. Trends in US income inequality: evidence from a panel of states. **Quarterly review of economics and finance**, v. 36, p. 17-37, 1996.
- PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: a survey of evidence. **International labour review**, v. 108, n. 2-3, p. 97-125, 1973.
- PEROTTI, R. Political equilibrium, income distribution and growth. **Review of economics studies**, v. 60, n. 4, p. 755-756, 1993.
- _____. Growth, income distribution and democracy. **Journal of economic growth**, v. 1, n. 2, p. 149-187, 1996.
- RACINE, J. **Consistent specification testing of heteroskedastic para metric regression quantile models with mixed data**. 2006 (Working Paper).
- RAM, R. Level of development and income inequality: an extension of Kuznets-hypothesis to the world economy. **Kyklos**, v. 42, p. 73-88, 1989.
- _____. Kuznets inverted-U hypothesis: evidence from a highly developed country. **Southern economic journal**, v. 57, p. 1.112-1.123, 1991.
- RAUCH, J. E. Economic development, urban underdevelopment and income inequality. **Canadian journal of economics**, v. 26, n. 4, p. 901-918, 1993.
- RAVALLION, M. A. Growth and poverty: evidence for developing countries in the 1980s. **Economics letters**, n. 48, v. 3, p. 411-417, 1995.
- _____. A comment on Rati Ram's test of the Kuznets Hypothesis. **Economic development and cultural change**, n. 46, v. 1, p. 187-190, 1997.
- _____. Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. **World development**, v. 29, n. 11, p. 1.803-1.815, 2001.
- REIS, J.; BARROS, R. Wage inequality and the distribution of education. **Journal of development economics**, v. 36, n. 1, p. 117-143, 1991.
- ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. **The American economic review**, v. 66, n. 3, p. 437-440, 1976.
- SAITH, A. Development and distribution: a critique of the cross country U hypothesis. **Journal of development economics**, v. 13, p. 367-382, 1983.
- SALVATO, M. A. *et al.* **Crescimento e desigualdade**: evidências da curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais, 1991/2000. Minas Gerais: IBMEC, 2006 (Working Paper, n. 33).
- SCHULTZ, T. P. Inequality in the distribution of personal income in the world: how is it changing and why? **Journal of population economics**, v. 11, n. 3, p. 307-44, 1998.

SYLVESTER, K. Income inequality, education expenditures and growth. **Journal of development economics**, v. 63, n. 2, p. 379-398, 2000.

TATIWA, R. F.; CRUZ, M. S. Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 1, p. 103-121, 2010.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied economics letters**, v. 8, n. 1, p. 15-16, 2001.

VANHOUDT, P. An assessment of the macroeconomic determinants of inequality. **Applied economics**, v. 32, n. 7, p. 877-883, 2000.

WINTERS, L. A.; MCCULLOCH, N.; MCKAY, A. Trade liberalization and poverty: the evidence so far. **Journal of economic literature**, v. XVII, p. 72-115, 2004.

(Original submetido em abril de 2011. Última versão recebida em outubro de 2012.

Aprovado em outubro de 2012.)

APÊNDICE

QUADRO A.1

Sumário de estudos empíricos sobre a curva de Kuznets

Referência	Âmbito do estudo	Método	Apoiam o "U" invertido
Ahluwalia (1976a, 1976b)	Amostra de 60 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Ram (1989)	Amostra de 115 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Anand e Kambur (1993)	Amostra de 60 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Fields e Jakubson (1994)	Amostra de 20 países	<i>Cross-section pooled</i> e dados em painel	<i>Cross-section pooled</i> – sim Dados em painel – não
Hsing e Smith (1994)	Séries de tempo para economia americana	SUR	Sim
Perotti (1996)	Subamostras extraídas do grupo de países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)	<i>Cross-section</i>	Sim – para países ricos
Dawson (1997)	Amostra de 20 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Forbes (2000)	Amostra de 45 países e 180 observações	Dados em painel	Sim
Deiningner e Squire (1998)	Amostra de 108 países	<i>Cross-section</i> e dados em painel	Dados em painel – sim
Ogwang (2000)	Amostra de 174 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Sylvester (2000)	Amostra de 54 países	<i>Cross-section</i>	Sim
Barro (2000)	Amostra de 84 países	Dados em painel	Depende do nível de riqueza do país
Thornton (2001)	Amostra de 96 países	Dados em painel	Sim
Barreto, Jorge Neto e Tebaldi (2001)	A amostra contempla os nove estados do Nordeste no período 1970-1998	Regressão <i>pooled</i> de uma equação <i>lin-log</i> , seguindo as considerações feitas em Barro (2000)	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets e destacam a importância das políticas públicas mais ativas nos estados que apresentaram maior desigualdade
Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002)	Amostra de 333 municípios do Rio Grande do Sul para os anos de 1990 e 1991	Regressão local (método não paramétrico) considerando diferentes setores de produção	No geral, os resultados apoiam a hipótese de Kuznets

(Continua)

(Continuação)

Referência	Âmbito do estudo	Método	Apoiam o "U" invertido
Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004)	Municípios do Rio Grande do Sul para os anos de 1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section</i> para o índice L de Theil em função da renda <i>per capita</i>	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets, mas o modelo apresenta baixo poder de explicação
Jacinto e Tejada (2004)	Amostra de 1.375 municípios do Nordeste relativos aos anos de 1970, 1980 e 1991	<i>Cross-section pooled</i> e dados em painel para estimar um polinômio de 2ª grau e a forma funcional de Anand e Kanbur (1993)	Em ambos os casos a hipótese de Kuznets não foi rejeitada, porém o poder de explicação de cada modelo se verificou muito baixo
Salvato <i>et al.</i> (2006)	Amostra de 853 municípios mineiros para os anos de 1991 e 2000	<i>Cross-section</i> para um modelo quadrático e painel com efeitos fixos e aleatórios	Os resultados apoiam a hipótese de Kuznets, mas apresentam baixo poder de explicação
Barros e Gomes (2008)	A amostra contempla os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000	Dados em painel; estimados pelo MQO estendido para o caso do painel <i>pooled ordinary least squares</i> (POLS) – agrupados mínimos quadrados	A capacidade da hipótese de Kuznets é limitada para explicar as desigualdades entre os municípios brasileiros
Figueiredo, Silva Júnior e Jacinto (2011)	A amostra contempla os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000	Especificações quantílicas, estimação não paramétrica B-splines e teste de razão de verossimilhança	As estimativas não paramétricas sugeriram a validade da hipótese de Kuznets

Elaboração dos autores.

CAPITANIAS HEREDITÁRIAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: HERANÇA COLONIAL SOBRE DESIGUALDADE E INSTITUIÇÕES*

Enlinson Mattos**

Thais Innocentini***

Yuri Benelli****

Este trabalho tem como objetivo analisar os eventuais efeitos da herança colonial na formação dos municípios brasileiros sobre suas condições atuais de desigualdade de distribuição de terra e renda e sobre a qualidade das instituições. Em particular, empregam-se área, latitude, longitude e a data de fundação para identificar os municípios pertencentes aos territórios das Capitânicas Hereditárias (CHs). Em seguida, busca-se estimar se esta característica histórica dos municípios está correlacionada com suas instituições atuais, considerando diversos controles, tais como: área proporcional da capitania; haver pertencido aos ciclos da cana e do ouro; estar no litoral; sua distância em relação a Portugal; tipo de solo; quantidade de chuva; altitude; temperatura média; e as variáveis socioeconômicas municipais. Os resultados sugerem de forma robusta que o município que pertenceu à área destinada às CHs (um aumento de um desvio-padrão) está associado a uma concentração maior de terras (Censo Agrícola de 1996), medida pelo índice de Gini (aumento de meio desvio-padrão), a menores gastos públicos locais e a menor persistência política. No entanto, não se encontrou associação robusta sobre os seguintes indicadores dos municípios brasileiros: desigualdade de renda, Produto Interno Bruto (PIB) municipal *per capita*, número de agências bancárias públicas, de cartórios e empresas públicas no município, nem na governança local e no acesso à justiça local.

Palavras-chave: capitânicas hereditárias; instituições; desigualdades de terra e renda.

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem como objetivo analisar os efeitos da disparidade histórica de formação dos municípios brasileiros sobre suas condições atuais de desigualdade de terra e renda e sobre a qualidade das instituições. A hipótese aqui apresentada é que, além das variáveis normalmente utilizadas na literatura para explicar essa desigualdade histórica, a decisão de dividir a costa brasileira em Capitânicas Hereditárias (CHs) e a forma como esta ocorreu tiveram importância fundamental na formação das áreas atuais dos municípios. A divisão das terras em CHs teria propiciado condições heterogêneas de desenvolvimento populacional, de concentração de terras e mesmo da qualidade das instituições municipais.

* Enlinson Mattos agradece o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Thais Innocentini agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de mestrado. Os autores agradecem ao editor Mauricio Reis e aos pareceristas anônimos que providenciaram comentários relevantes para melhorar o artigo. Agradecem, ainda, ao professor Rodrigo Soares pelo compartilhamento de alguns dados usados na dissertação e sugestões que aumentaram o alcance do artigo. Assumem a responsabilidade pelos erros remanescentes.

** Professor associado da Escola de Economia de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). *E-mail:* Enlinson.Mattos@fgv.br

*** Mestre em Economia pela EESP/FGV.

**** Graduando em Economia da EESP/FGV.

O artigo de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) argumenta que diferentes tipos de colonização, somados a outros fatores, explicam diferenças nas instituições atuais. Parte de três premissas principais como base ao argumento: a decisão pelo tipo de colonização (de povoamento – que encorajava investimentos na própria colônia – ou de extração – que transferia todas as riquezas da colônia para a metrópole); a estratégia de escolha do tipo de colonização (as regiões em que os europeus se deparavam com altas taxas de mortalidade eram escolhidas como colônias extrativas); e, por fim, sustentam que as instituições formadas no passado afetaram as atuais e que suas características estão presentes até hoje. Estas três premissas que sustentam o argumento de que o tipo de colonização afetou as instituições atuais seriam responsáveis, portanto, de forma indireta, pelos ganhos presentes de renda *per capita*.

Já Acemoglu, Johnson e Robinson (2004) apresentam conclusões semelhantes em relação a outras colonizações. Em particular, o trabalho evidencia quais eram as características específicas das regiões com que os colonizadores se deparavam e que determinavam, conscientemente, o tipo de instituição a ser implantada, de acordo com seus próprios interesses. Estas instituições persistiram e, atualmente, definem as condições de desenvolvimento econômico dos países. A literatura sobre tal tema é bastante extensa. Os trabalhos de Banerjee e Lyer (2005), Bertocchi e Canova (2002) e o de Bernhard, Reenock e Nordstrom (2004) reforçam as conclusões anteriores, aplicadas, respectivamente, à Índia, a mais de quarenta países da África Subsaariana e a algumas colônias espanholas e inglesas, respectivamente.

Este trabalho busca inovar em relação aos realizados para o Brasil, como os de Menezes-Filho *et al.* (2006) e de Naritomi, Soares e Assunção (2012), pois aplicam-se aqui dados sobre as CHs como determinantes históricos da colonização dos municípios e estimam-se os seus efeitos sobre diferentes variáveis institucionais.

O trabalho de Menezes-Filho *et al.* (2006) utiliza a qualidade das instituições e elementos históricos para determinar as diferenças de Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* entre os estados brasileiros. As variáveis independentes utilizadas para medir as instituições do passado são escravidão, alfabetização, imigração estrangeira e acesso ao voto. O grau de *enforcement* das leis trabalhistas representou as instituições atuais. Os resultados não encontraram relação da escravidão com as instituições atuais, porém a relação da escolaridade da população no passado e da porcentagem de eleitores apresentou sinal positivo e significativo com a qualidade das instituições atuais. A imigração mostrou-se importante na determinação da trajetória de crescimento dos estados brasileiros. A latitude das capitais dos estados também se mostrou relevante para explicar as diferenças nas instituições atuais. Apesar do número reduzido de observações, as correlações e a regressão estimada são consistentes com as hipóteses do modelo.

Já o trabalho de Naritomi, Soares e Assunção (2012) analisa o impacto do tipo de colonização sofrida pelos municípios (do ciclo de cana-de-açúcar ou do ciclo de ouro) sobre as instituições atuais. Os resultados mostraram que os municípios que tiveram o ciclo da cana-de-açúcar como forma de colonização apresentam hoje maiores desigualdades de terra. E os que tiveram a origem da colonização ligada ao ciclo do ouro caracterizam-se por práticas governamentais piores e menos acesso à Justiça. Usando estas variáveis, sobre os aspectos da colonização como instrumentos para as instituições atuais, os autores concluem que o governo local e o acesso à justiça são significativamente relacionados ao desenvolvimento de longo prazo dos municípios brasileiros.

A hipótese principal deste trabalho é que a colonização do Brasil a partir de CHs pode ser o fator principal da estrutura institucional observada hoje. O trabalho deseja estimar se esse sistema foi o ponto de partida para a colonização do município, já que lançou os primeiros fundamentos da estrutura do mercado local e de suas instituições, podendo com isso o município apresentar características persistentes até os dias de hoje. Mais importante, a decisão de implementação das capitanias e seus limites foram impostos de forma exógena ao território brasileiro.

Como resultado, pode-se argumentar que o ciclo da cana-de-açúcar talvez esteja relacionado à atual desigualdade de distribuição de terra dos municípios indiretamente. Ou seja, a desigualdade de terras seria uma consequência do sistema de colonização das CHs e esta colonização teria influenciado na decisão de colonização pelo ciclo da cana-de-açúcar naquelas áreas que já apresentavam características de “grandes propriedades”.

Também vale ressaltar que “os limites das capitanias sofreram modificações, mas determinaram os contornos gerais das províncias do Império que se limitavam com o Atlântico; estas, por sua vez, deram origem aos estados litorâneos do Brasil atual”.¹ Dessa maneira este trabalho busca incluir esta variável (*pertencer ou não ao território de uma CH*) e identificar os possíveis canais de transmissão desta estrutura fundiária sobre a desigualdade de terra e renda observada hoje e sobre outras variáveis institucionais.

Em particular, espera-se que municípios criados na época da colonização, mais especificamente, em data próxima à implantação das CHs, possuam até hoje características intrínsecas àquele período. Isto pode ser constatado seja pela maior desigualdade de terra verificada hoje, pelos menores níveis de especialização na atividade produtiva, seja pelas diferenças em termos de concentração do poder político e de acesso à Justiça. Tais características se refletiriam de forma geral e direta no desenvolvimento das instituições municipais e, num segundo momento, nas variações do PIB, bem como dos gastos públicos.

1. Fonte: <www.brasilecola.com>. Acesso em: 26 jun. 2009.

No entanto, algumas ressalvas podem ser feitas neste estágio. Primeiro, os dados aqui utilizados estão em *cross-section* e, portanto, apesar de todo o esforço em controlar características idiossincráticas dos municípios, alguma variável talvez ainda possa estar sendo omitida. Segundo, foram construídas diversas variáveis com base em hipóteses para determinar o período de encerramento do sistema de CHs e dos ciclos econômicos (ouro e cana-de-açúcar). Terceiro, há também limitação na construção das variáveis institucionais, as quais, por essa razão, impõem a necessidade de estudos adicionais, com outros exemplos, que contemplem as características não abordadas aqui.

O objetivo deste artigo é encontrar resultados que corroborem a hipótese principal, já apresentada, qual seja, a de que o modo como se decidiu dividir o Brasil, em CHs, e o ano de fundação destas, tenham relevância para determinar, na atualidade, a desigualdade de terra e renda e as variáveis institucionais dos municípios estudados. Com o tipo de solo, o índice pluviométrico, a distância de Portugal, a altitude e a temperatura média, tais variáveis explicariam o diferencial na qualidade das instituições nos municípios brasileiros. Em outras palavras, busca-se identificar se as desigualdades de terra e renda atual dos municípios guardam características intrínsecas de seu respectivo período de colonização. Esta persistência na desigualdade pode ter sido alimentada pela transmissão destas terras entre gerações, tendo ocorrido pouca divisão (desconcentração) destes recursos ao longo do tempo. Uma hipótese para tal “persistência” na desigualdade de renda e terra pode ser, eventualmente, a ausência de outras fontes (que não a agricultura) geradoras de renda nestes municípios, o que teria provocado maior mobilidade social e, conseqüentemente, a desconcentração de recursos. Esta herança ainda pode ter provocado maior concentração de poder em uma esfera mais abrangente, possivelmente comparável à esfera estadual, o que parece sugerir que os nobres que recebiam tais terras não gozavam de fato de autonomia política.

A próxima seção apresenta os argumentos que embasam a hipótese principal deste trabalho.

2 UMA DESCRIÇÃO DAS CHs

Nesta seção o artigo foca tanto nas principais características do sistema de colonização por CHs no Brasil quanto nos fatores históricos que influenciaram a decisão por esse tipo de colonização, para, com isso, entender melhor as causas e os aspectos fundiários e institucionais do passado cujas características persistem até os dias de hoje nos municípios.

O processo de colonização iniciado pelos portugueses no início do século XVI foi determinante no desenvolvimento econômico e social do Brasil. Estando o país na condição de colônia, o impacto das decisões tomadas pela corte portuguesa era direto, e depois, quando nação independente, os laços históricos costurados entre colônia e metrópole deixaram sua herança no desenvolvimento do Brasil.

A criação das CHs marca o começo de uma nova relação entre a colônia brasileira e sua metrópole. Foi um movimento essencialmente político que, além de constituir o primeiro esforço formal de colonizar as terras do Novo Mundo, definiu uma mudança de postura por parte de Portugal com relação ao seu mais novo território. O descaso com uma terra aparentemente pobre e pouco povoada transformava-se em assunto de primeira importância nas discussões governamentais em Lisboa. A partir de então, entender a situação de Portugal e os motivos que o levaram à busca de novas terras é indispensável para a compreensão dessa mudança drástica de comportamento.

Apesar do debate sobre a real data de descobrimento das terras do Novo Mundo e dos conhecimentos existentes antes mesmo de 1500 – haja vista a assinatura do Tratado de Tordesilhas em 1494 – é consenso entre os historiadores que era uma terra pouco atraente à primeira vista. Dada a rentabilidade do comércio com as Índias, o custo de oportunidade associado à exploração de uma terra desconhecida, constituída basicamente de uma floresta densa e fechada, não atraiu a atenção de nenhum comerciante privado e nem mesmo a do governo português.

São diversas as razões para o descaso português com as terras do Brasil nos primeiros anos após o descobrimento. Portugal ainda se recuperava da peste negra que assolou a Europa no século XIII, de modo que a oferta de mão de obra foi um limitador, hoje poucas vezes lembrado. Grande parte da população era rural e se dedicava ao cultivo de alimentos. Outro grande percentual da mão de obra era absorvido pela indústria naval, setor intensivo em trabalho na época.

Furtado (2005) distingue a diferença inicial entre a colônia portuguesa e a espanhola, destacando que, no caso espanhol, foram encontradas civilizações nativas muito mais avançadas, com alto nível de organização social e que haviam juntado ao longo dos anos grande quantidade de metais preciosos, como o ouro e a prata. A facilidade com que os espanhóis encontraram esses metais atraiu rapidamente a atenção dos comerciantes, que se dedicaram exclusivamente à sua comercialização.

Totalmente ao contrário dos espanhóis, os portugueses encontraram civilizações pouco avançadas, espalhadas ao longo do vasto território e sem uma cultura de luxo ou ostentação de metais preciosos. Em outras palavras, os portugueses tiveram de criar uma atividade comercial que fosse lucrativa e isso levou algumas décadas para tomar proporções relevantes. Nas primeiras décadas de colonização o Brasil contribuía com apenas 2% de toda a economia portuguesa, enquanto a Índia sozinha era responsável por cerca de 26% da economia total.

Prado Júnior (1942, p. 43-44) reforça o desinteresse inicial pela terra: “É o comércio e somente ele que interessa a todos, e daí o relativo desprezo, a princípio, por este território primitivo e tão escasso de habitantes que é a América; inversamente ao prestígio do oriente onde não faltava objeto para as atividades mercantis”.

O desinteresse econômico impediu o desenvolvimento de qualquer centro urbano mais avançado no começo do que discutivelmente se chama de colonização. A vaga ocupação portuguesa criou condições para que navios comerciantes e traficantes estrangeiros comesçassem a explorar as abundantes terras brasileiras. Dentre as nações que efetivamente se instalaram no Brasil, destacam-se a França e a Holanda.

Na fase de colonização inicial (século XVI), a presença francesa foi marcante, sendo que parte do território brasileiro (norte do atual estado do Rio de Janeiro) chegou a receber o nome de França Antártica. Tal ocupação era caracterizada pelo bom relacionamento com os indígenas da região, que auxiliavam na extração e transporte do pau-brasil. A França, à época, era muito mais populosa que Portugal, possuía uma indústria nascente, que demandava grandes quantidades de matéria-prima, entre elas o corante proveniente do pau-brasil, usado principalmente em algodão.

Simonsen (1937, p. 88) define os prejuízos portugueses causados pela intrusão francesa nas colônias do Atlântico:

Duas classes de prejuízos sofria o comércio português por parte dos Franceses: dos mercadores franceses, que organizavam expedições para vir buscar na terra de Santa Cruz a madeira tintorial e outros produtos baseados na excusa de que havia liberdade nos mares e que não era vedado aos súditos franceses o comércio com as colônias portuguesas ou com as terras virgens da América; e dos corsários, muitos dos quais estavam munidos de carta de corso, concedidas pelo próprio rei da França.

Desta forma, a constante ameaça à soberania do governo português perante as terras do Brasil forçou Portugal a adotar um comportamento mais firme e decisivo. O consenso internacional quanto à soberania de determinada nação sobre um território se baseava unicamente na existência de povoações de caráter fixo, de modo que não restaram alternativas ao governo português a não ser iniciar um processo intensivo de colonização das novas terras, por mais custoso que este fosse.

As CHs surgem então como consequência de um grande esforço político do governo português em povoar e defender suas terras. Este sistema era baseado na concessão de grandes faixas de terra para um donatário, que passaria a ter total autonomia sobre aquele território e receberia privilégios econômicos, devendo este única e exclusivamente iniciar e desenvolver centros populacionais. Barbosa (1935, p. 38) destaca a importância de Pernambuco (antiga capitania da Nova Luzitânia, comandada por Duarte Coelho) na fase colonizatória do Brasil:

Pernambuco, unidade importantíssima da federação brasileira, tem direito a fazer reviver hoje, com soleidade e imponência, o seu passado glorioso, como uma das mais prosperas e das mais ricas capitanias em que D. João III de Portugal – tendo em vista o problema político da colonização, – dividiu o território imenso do Brasil.

O território brasileiro foi assim dividido em quinze capitanias, entre os anos de 1534 a 1536, cada uma com um respectivo donatário (a alguns donatários foi concedida mais de uma capitania), essencialmente membros da nobreza portuguesa ou ligados de alguma forma ao rei Dom João III. Através da *Carta de Concessão* (formalmente conhecida como *Carta Foral*), o rei definia os limites aproximados das capitanias e concedia os direitos comerciais, entre eles a isenção no pagamento de impostos quando da comercialização de produtos e até mesmo a restrição na comercialização de outros artigos, os exclusivos da Coroa, explorados somente sob uma concessão específica, caso do pau-brasil.

O sistema de capitanias era totalmente descentralizado, nele o donatário tinha total autonomia para tomar as decisões necessárias nas terras de sua posse. A ele cabiam todas as decisões, desde como explorar a terra à punição de infratores. Em uma carta de Duarte Coelho ao rei D. João III, datada de 1546, extraída de Mello e Albuquerque (1967, p. 53), o donatário denuncia uma série de assaltos feitos por povoadores das capitanias ao Sul. Os “salteadores”, como Duarte Coelho os chama, se dirigiam às terras de Pernambuco para aprisionar indígenas e utilizá-los como mão de obra na extração do pau-brasil. Ao saber do ocorrido, o donatário saiu em busca dos infratores e conseguiu capturar apenas um dos seis “caravelões” utilizados no assalto. Duarte Coelho então libertou os nativos e, segundo suas próprias palavras, “dei o castigo que me pareceu merecido”.

Além de garantir a ordem nas CHs, cabia ao donatário determinar quem era morador de sua capitania e, conseqüentemente, quem gozaria dos benefícios tributários garantidos aos bravos colonizadores. O trecho do *Regimento dos Proveedores* da Fazenda Real, datado de 17 de dezembro de 1548 (Mello e Albuquerque, 1967, p. 11) determinava que

Quando algumas pessoas que [no Brasil] forem moradoras vierem para estes Reinos e trouxerem para eles mercadorias, pedirão certidões ao Provedor da Capitania donde partirem de como assim lá são moradores, para gozarem da liberdade que pelo dito Foral é concedida, e o dito Provedor lhes dará a dita certidão feita pelo Escrivão da dita Alfândega e assinada por ele dito Provedor (...).

A autonomia se estendia ao âmbito econômico também. Apesar de o rei expressar claramente o desejo de se procurar ouro – como se infere a partir do seguinte trecho da carta de Duarte Coelho, datada de 27 de abril de 1542 (Mello e Albuquerque, p. 33) “Quanto senhor as cousas do ouro nunca deixo de enquerir e perquirar sobre o negoço e cada dia se esquentam as novas (...)” –, o donatário poderia optar pela agricultura e a construção de engenhos, como foi o caso em Pernambuco, eternizado como a capitania mais bem-sucedida, ou pela extração do pau-brasil (caso este possuísse a autorização, mas não só Duarte Coelho como também quase todos os donatários possuíam esta concessão) como se deu com as

capitanias do Sul, em especial a de São Vicente, que vivia da extração da madeira e da captura e comercialização de índios nativos.

De fato, a extração do pau-brasil ainda era, nesse período, a grande economia colonial, chegando a causar problemas no desenvolvimento das demais atividades econômicas, uma vez que demandava muita mão de obra em um ambiente em que este fator era extremamente escasso. Duarte Coelho, que buscava povoar sua colônia através de engenhos e da agricultura, questionava o excesso de licenças concedidas pelo rei, “de quantos alvarás de permissão que Vossa Alteza tem mandado passar, todos se querem utilizar deles aqui”, alegando que a extração do pau-brasil não assegurava uma estabilidade de vida que ele, por sua vez, tentava estabelecer através dos engenhos. Esta atividade não somente era mais rentável no curto prazo como acabava absorvendo todo o trabalho ofertado pelos nativos. Os “armadores de brasil”, como eram chamados na época, sabendo que Duarte Coelho era contra tal atividade, buscaram se instalar na Capitania de Itamaracá, onde o próprio donatário era, segundo Coelho, um “feitor de armadores”.

Na Foral de Pernambuco, concedida a Duarte Coelho no dia 10 de março de 1534 (Mello e Albuquerque, 1967, p. 20), destacam-se os privilégios concedidos pelo rei com o intuito de atrair novos colonizadores:

(...) querendo o dito Capitão e moradores e povoadores da dita Capitania trazer ou mandar trazer, por si ou por outrem, a meus Reinos ou senhorios qualquer sorte de mercadorias que na dita terra e partes delas houver, tirando escravos e as outras cousas que acima são defesas; e serão recolhidos e agasalhados em quaisquer portos, cidades, vilas ou lugares dos ditos meus Reinos e senhorios em que vierem aportar, e não serão constringidos a descarregar suas mercadorias nem as vender em algum dos ditos portos, cidades ou vilas contra suas vontades, se para outras partes antes quiserem ir fazer seus proveitos; e querendo-os vender nos ditos lugares de meus Reinos e senhorios não pagarão neles direito algum, somente a siza do que venderem, posto que pelos Forais, Regimentos ou costumes dos tais lugares fossem obrigados a pagar outros direitos ou tributos.

O sistema de capitanias transformou radicalmente a disposição do território colonial, concedendo grandes porções de terras a membros seletos da nobreza, que puderam gozar de considerável autonomia política e econômica ao longo de algumas décadas, determinando o futuro da colônia. Em especial, Duarte Coelho pôde transformar a Capitania de Pernambuco na faixa de terra mais rentável do reino durante o ciclo do açúcar, e isso só foi possível porque, como donatário, pôde administrar o uso da terra do jeito que julgava melhor, convidar portugueses interessados em construir engenhos, adquirir a mão de obra que lhe fosse conveniente e gozar de liberdade para comercializar seus produtos em todo o reino. As capitanias resultaram na condição ideal para que o ciclo do açúcar viesse a se instalar. O termo *slave sugar complex*, cunhado por Barbara Solow, resume a

grandiosidade deste ciclo econômico em três elementos cruciais: a mão de obra escrava, a exportação e o grande latifúndio.

A extinção do sistema de capitanias ocorreu formalmente em 28 de fevereiro de 1821, pouco mais de um ano antes da declaração de independência, e a maioria das capitanias tornaram-se províncias. A existência das Câmaras Municipais nesse período é de total importância:

(...) em toda a história do Brasil Colônia o poder estava concentrado nas mãos dos grandes proprietários de terra — a classe senhorial latifundiária dominante —, apesar da existência do governador-geral e mais tarde do vice-rei. A classe senhorial dominava a vida política, econômica, social e cultural da colônia e seus interesses eram representados e defendidos pelas Câmaras Municipais. As Câmaras decidiam sobre a administração dos municípios, impostos, salários, abastecimentos, guerra e paz com os índios etc.²

Com isso, este artigo busca verificar se as formações sociais do período possuem, até a data, características fortes, determinadas no período colonial, como consequência do sistema implantado.

É daí que surge o interesse em considerar no modelo estimado variáveis relacionadas à concentração de terras e renda, institucionais e de desenvolvimento e que, na opinião deste autor, começaram a desenvolver suas características iniciais no momento da colonização. Dado que não existiu no país nenhum tipo de organização social anterior ao sistema de CHs, este sistema foi a primeira forma de colonização iniciada no país.

3 DADOS

No modelo aqui adotado, com o município sendo a unidade de observação, têm-se como variáveis dependentes: *o GINI renda, GINI terra, persistência política, índice de governança, acesso à justiça, número total de empresas públicas, número de cartórios, número de agências bancárias públicas, PIB_ e gastos públicos*. O significado, a construção e a fonte dessas variáveis são explicados com detalhe a seguir. As variáveis independentes ligadas às CHs, e os demais controles, também estão explicados abaixo.

São utilizados os dados de latitude e longitude de cada capitania e o ano de fundação de cada município para construir a variável *Indice_CH*. Primeiramente, identifica-se, através da latitude e da longitude, a CH à qual o município pertence. Em seguida, calcula-se o seguinte índice para o município *i* pertencente à CH *j*:

$$\text{Indice } CH_{ij} = (Novo_j - AN_{ij}) / Novo_j \quad (1)$$

2. Extraído do sítio: <www.brasilecola.com>. Acesso em: 26 jun. 2009.

sendo AN_{ij} o ano em que o município i da CH j foi fundado e $Novo_j$ o ano em que o município mais novo desta CH foi fundado. O índice será igual a zero se o município não tiver sido localizado como pertencente a alguma CH. CH_{ij} será mais próximo de um, ou seja, terá maior peso, quanto mais distante o ano de criação do município i for de seu município mais novo. Partimos do pressuposto de que quanto mais antiga a colonização na região maior a influência do sistema de CHs em relação à formação do município.

Como exemplo, considerando a Capitania de São Vicente, temos que, de todos os municípios a ela pertencentes, Ilha Comprida é o mais novo (com data de fundação mais próxima da data atual), fundado em 1993. O município de Santos é o mais antigo, fundado em 1545, e o segundo mais antigo é Itanhaém, fundando em 1561. Nesse caso atribuímos o valor 0,2247 para Santos e 0,2167 para Itanhaém.

A variável *Indice_CH_Dist* foi construída a partir da interação do índice descrito acima com a distância em relação a Portugal.³

Construiu-se também a variável *CH*, que é zero, caso o município nunca tenha pertencido a nenhuma CH no passado, e um, caso contrário. A variável *CH_Dist* é o produto da variável *CH* pela variável *distância de Portugal*.

Incluiu-se ainda a variável *litoral*, uma *dummy* que assume valor um se o município está localizado na costa brasileira e zero, caso contrário. Pretende-se com esta variável refinar a análise dos efeitos da distância entre os municípios e Portugal previamente discutidos na literatura. Considerando a dificuldade na exploração das terras do Brasil no início da colonização, dois municípios equidistantes de Portugal podem ter sido influenciados de maneira distinta, pelo fato de estarem no litoral ou não. Espera-se que um município localizado na costa seja mais afetado pela presença dos colonizadores do que um município igualmente distante de Portugal, porém localizado no interior do território brasileiro.

Em relação às variáveis históricas, foram construídas as variáveis referentes às culturas da cana e do ouro, seguindo Naritomi, Soares e Assunção (2012). As duas foram criadas com base em Simonsen (1937). Segundo o autor, os municípios criados antes de 1760, que pertenciam aos estados de Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia e Espírito Santo tiveram em suas áreas a colonização da cana-de-açúcar. Portanto, com base nessa informação, definiu-se que todos os municípios com estas características recebem valor um para a variável *Ciclo_Cana*. Já os municípios que não pertencem a estes estados e nem foram criados antes

3. O procedimento de interagir a variável de interesse com a distância em relação a Portugal é feito também em Naritomi, Soares e Assunção (2012). Ele busca identificar o efeito heterogêneo de um município em uma mesma capitania com uma distância grande em relação à colônia comparativamente a outro na mesma capitania, mas mais próximo a Portugal.

de 1760 recebem o valor zero, dado que sofreram pouca ou nenhuma influência da colonização desse tipo de ciclo. Para a construção da variável *Ciclo_Ouro* identificou-se o ciclo do ouro como o período compreendido entre os anos 1695 e 1800 (Simonsen, 1937), assim todos os municípios que pertenceram aos estados de Bahia, Goiás, Mato Grosso ou Minas Gerais (que sofreram influência desse tipo de colonização) recebem o valor um se foram criados nesse período e pertencem aos estados em questão, e zero, caso contrário. Em relação às variáveis institucionais, quatro são baseadas em Naritomi, Soares e Assunção (2012). A primeira variável institucional é o índice de Gini de desigualdade de terra baseado no Censo Agrícola desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1996.

A fonte das próximas três variáveis construídas é a pesquisa do IBGE do Perfil dos Municípios Brasileiros – Gestão Pública 2001. A segunda variável institucional mede a persistência política. É uma *dummy* que indica se o prefeito do município foi ou não reeleito em 2000, ou seja, essa variável mede o poder político municipal. Se o prefeito foi reeleito na eleição de 2000, a variável recebe valor um, caso não tenha havido reeleição, seu valor é zero.

A terceira variável é o *índice de governança*, e mede a qualidade das práticas governamentais. É uma soma de dois indicadores, e o valor desta variável pode ir de zero a nove, quanto mais próximo de nove, melhores são as práticas governamentais que apresenta o município. Os dois indicadores são: número de instrumentos administrativos (a soma de variáveis binárias que indicam a existência de distritos administrativos das cidades, do Plano Diretor, da Lei de Parcelamento do Solo, da Lei de Zoneamento, do Código de Obras e do Código de Posturas) e o número de instrumentos de planejamento (que é calculada também através da soma das seguintes variáveis binárias: existência de Plano de Governo, de Plano Estratégico e da Lei Orgânica).

Por fim, a quarta variável institucional utilizada mede o acesso à Justiça de cada município. Esta varia de zero a três de acordo com a existência ou não de Tribunal de Pequenas Causas, de Conselho Tutelar, e de Comissão de Defesa do Consumidor.

Para complementar o trabalho usaremos variáveis inéditas em relação aos trabalhos da literatura. Uma delas é o *número total de empresas públicas per capita* existentes nos municípios baseado na Pesquisa de Gestão Pública de 2004 do Banco Central do Brasil (BCB). Esta variável é a soma de quatro outros indicadores (o número de sociedades com economia mista, o número de empresas públicas, o número de autarquias, e número de fundações existentes a nível municipal). Vale ressaltar que estes últimos dados não estavam abertos na pesquisa do Perfil de 2001, por esse motivo usamos os dados da Pesquisa de Gestão Pública de 2004.

Ainda utilizamos, como variáveis institucionais, o *número de cartórios per capita* existentes em cada município, sendo a fonte desses dados a Relação Anual

de Informações Sociais (Rais) de 2006, ano em que essa informação começou a ser divulgada. Dados referentes ao número de agências bancárias públicas *per capita* em funcionamento no país também são utilizadas como forma de medir a concentração do poder público municipal. Os números de agências do Banco do Brasil (BB) e da Caixa Econômica Federal (CAIXA) foram coletados no *site* do BCB, e são referentes a setembro de 2007, já que os dados apenas estão disponíveis a partir desta data.

Seguindo a literatura sobre os determinantes da desigualdade de renda para os municípios, serão utilizados como variáveis de controle, em relação à geografia de cada município (Controle Geográfico), o tipo de solo – fonte: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) –, a quantidade de chuva – fonte: Instituto Nacional de Geotecnia (Ingeo) –, a altitude e a temperatura média (fonte: Ipeadata), a distância em relação a Portugal (distância euclidiana em graus calculada desde o ponto central de cada município até Lisboa) e o ano de fundação dos municípios (fonte: IBGE). Irá controlar-se também pelo Índice de Desenvolvimento Urbano (IDH) renda, IDH educação, pela proporção da população economicamente ativa (PEA) urbana e pelos anos de estudo da população (controle socioeconômico). Estes últimos dados foram coletados do *site* do Ipeadata, e são referentes ao ano de 2000.

Alguns dos dados utilizados referentes às características socioeconômicas dos municípios, como o PIB *per capita* e os gastos públicos municipais *per capita* (variável *gastos*), também foram coletados através do *site* do Ipeadata e utilizou-se o ano 2000 como base da análise. O índice de Gini de renda, uma variável de grande interesse deste estudo, também tem como fonte o Ipeadata, ano de 2000.

3.1 Análise descritiva da amostra

A tabela 1 mostra as médias e os desvios-padrão das variáveis dependentes do modelo deste estudo em nível e em termos *per capita*,⁴ e concentra-se a comparação para as variáveis nestas medidas. A amostra é subdividida em três grupos: o primeiro corresponde a todos os municípios, o segundo engloba apenas os municípios que pertenceram a alguma CH, e o terceiro corresponde aos municípios que não pertenceram a nenhuma CH.⁵

Observa-se que o índice de Gini de desigualdade de terra parece se comportar como o esperado. A divisão das terras dos municípios que pertenceram a alguma CH parece ter sido menos homogênea em comparação ao grupo dos que não pertenceram (0,73 *versus* 0,64). O mesmo é indicado pelo índice de Gini de renda, os municípios que não pertenceram a CHs no passado têm melhor distribuição de renda (0,56 *versus* 0,55).

4. Ver, na tabela A.1 no apêndice, a estatística descritiva das outras variáveis utilizadas.

5. Não foi feito um teste estatístico de diferença de médias entre os grupos para não poluir o trabalho. A tabela busca apenas ilustrar comparações entre médias não condicionais.

TABELA 1
Estatísticas descritivas para a amostra de todos os municípios, e dos pertencentes ou não a alguma das capitanias

	Total municípios			Pertencentes a CH			Não pertencentes a CH		
	Média	Desvio-padrão	Observações	Média	Desvio-padrão	Observações	Média	Desvio-padrão	Observações
Índice de GINI terra (0 a 1)	0,688	0,133	4.671	0,730	0,115	2.397	0,643	0,136	2.274
Índice de GINI renda (0 a 1)	0,561	0,058	5.203	0,569	0,054	2.717	0,552	0,062	2.486
Persistência política (1 ou 0)	0,431	0,495	5.208	0,484	0,500	2.721	0,373	0,484	2.487
Persistência política <i>per capita</i>	0,000061	0,00011	5.208	0,000059	0,0001	2.721	0,000063	0,00012	2.487
Índice de governança (0 a 10)	3,587	2,032	5.208	3,297	1,970	2.721	3,904	2,052	2.487
Índice de governança <i>per capita</i>	0,000407	0,00043	5.208	0,000306	0,00033	2.721	0,000517	0,00049	2.487
Acesso à justiça (0 a 3)	1,176	0,940	5.208	1,028	0,963	2.721	1,339	0,887	2.487
Acesso à justiça <i>per capita</i>	0,000112	0,00014	5.208	0,000072	0,0001	2.721	0,000156	0,00015	2.487
Número total de empresas públicas	0,344	1,361	5.208	0,297	1,098	2.721	0,396	1,601	2.487
Número total de empresas públicas <i>per capita</i>	0,000046	0,00038	5.208	0,000032	0,0002	2.721	0,000061	0,00051	2.487
Número de cartórios	1,034	2,823	5.208	0,931	2,993	2.721	1,148	2,618	2.487
Número de cartórios <i>per capita</i>	0,00058	0,000114	5.208	0,00004	0,000102	2.721	0,000079	0,000123	2.487
Número de agências bancárias públicas ¹	1,151	7,848	5.250	1,280	10,142	2.721	1,023733	4,203457	2.529
Agências públicas <i>per capita</i> ¹	0,000043	0,000150	5.250	0,00004	0,000194	2.721	0,000046	0,000079	2.529
PIB municipal <i>per capita</i> (R\$ mil)	4,384	5,495	5.206	3,237	5,757	2.721	5,663	4,879	2.485
Gasto público <i>per capita</i> (R\$ mil)	447,836	245,122	4.361	374,427	215,023	2.134	519,491	251,458	2.227

Fonte: BCB.

Nota: ¹ CAIXA e BB.

A indicação esperada, de que o fato histórico ligado à criação das CHs gerou maior concentração política entre os municípios que participaram desse processo, não foi observada. Conforme indicado pela variável de persistência política, os municípios que nunca pertenceram a uma CH no passado apresentam maior número de prefeitos reeleitos do que os que estavam dentro dos limites territoriais das CHs (0,00005 *versus* 0,00006).

As médias das variáveis *índice de governança e acesso à justiça* são positivos, suas médias são maiores para os municípios que não estiveram ligados à divisão das CHs (0,0005 e 0,0001 *versus* 0,0003 e 0,00007, respectivamente). Portanto, as práticas governamentais e o acesso a instituições judiciárias parecem ter sido mais bem providos nos municípios não participantes das CHs.

Em relação às variáveis que indicam concentração do poder público local, vemos que há mais empresas públicas nos municípios que não pertenceram a CHs (0,00006 *versus* 0,00003). O mesmo se observa para as variáveis do *número de cartórios* e *número de agências bancárias públicas* (0,00008 *versus* 0,00004 e 0,000046 e 0,00004, respectivamente). Isto pode ser um forte indicativo de que estes municípios sejam mais burocráticos do que os que pertenceram a CHs no passado.

As variáveis *PIB* (em mil reais *per capita*) e *gasto público* (em mil reais *per capita*) apresentam média maior para os municípios que não pertenceram a nenhuma CH (R\$ 5,6 *versus* R\$ 3,72 mil e R\$ 521 *versus* R\$ 375, respectivamente). Isto pode ser um indicativo de que tal sistema de colonização tenha tido impactos negativos sobre desenvolvimento e indicadores fiscais dos municípios que pertenceram a CHs no passado.

4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

Os autores sugerem a hipótese que o sistema de CHs teria deixado consequências importantes que explicariam não somente grande parte das desigualdades de terra ou renda atuais dos municípios que sofreram esse tipo de colonização, mas também outras variáveis institucionais.

Embora o principal objetivo deste artigo seja testar se a desigualdade de terra municipal observada hoje pode ser associada à locação histórica das CHs no passado, e se, nesse caso, o efeito da produção de cana-de-açúcar sobre o tamanho atual da propriedade das fazendas depende de ter o município participado ou não das CHs, também se busca identificar se a colonização via CH teria impactado as demais variáveis socioeconômicas que podem determinar as características institucionais atuais dos municípios.

Como se pretende estimar o efeito da colonização (CH) sobre diversas variáveis institucionais que podem estar correlacionadas, o método de estimação utilizado é o das Regressões Aparentemente não Correlacionadas – *Seemingly*

Unrelated Regressions (SUR). A aplicação do método SUR serve para a estimativa conjunta de diferentes equações que podem estar correlacionadas através dos resíduos. Diferentes regressões, mas que são compostas pelas mesmas variáveis explicativas, são modeladas com erros correlacionados – os erros incluem fatores que são comuns a todos as dependentes – e, portanto, há ganhos na estimação conjunta das mesmas.

Ou seja, o modelo a ser estimado em relação às variáveis institucionais pode ser escrito como segue:

$$Y_{1i} = \beta_0 + \beta_1 CH_i + \beta_2 CH_i * DistPort + \beta_3 Litoral + \beta_4 Ciclo + \beta_5 X_i + \beta_6 Z_i + u_i \quad (2)$$

sendo Y o vetor que representa as dez variáveis dependentes (*GINI terra*, *GINI renda*, *persistência política*, *índice de governança*, *acesso à justiça*, *número de cartórios*, *número de agências bancárias públicas*, *número total de empresas públicas*, *PIB e gasto*), já descritas, e X e Z os vetores que representam, respectivamente o *controle geográfico* e o *controle socioeconômico*.

CH_i corresponde à variável *Índice_CH*; *distância de Portugal* corresponde à variável que mede a distância euclidiana em relação a Portugal; *controle geográfico* são as variáveis de solo, quantidade de chuva, temperatura e altitude, e as *dummies* de região (todas estas variáveis estão inseridas em todas as regressões de todas as seções); *controle socioeconômico* são as variáveis *IDH renda*, *IDH educação*, *anos de estudos da população* e *proporção da PEA urbana* (que também estão presentes em todas as regressões, em todas as seções); *ciclo* inclui tanto a variável *Ciclo_Cana* quanto a *Ciclo_Ouro*. Conforme será visto em alguns casos são feitos testes sem essas variáveis, em seguida elas são colocadas para medir seus impactos e ainda para permitir a interação destas com a *distância de Portugal*. Vale ressaltar que todas as variáveis do *controle socioeconômico*, as institucionais, tanto como *PIB* e *gasto*, estão em termos *per capita*.

5 RESULTADOS: SUR

5.1 *Índice_CH* usando toda a amostra

Foi rodado um SUR para as dez variáveis dependentes em questão – *GINI terra*, *GINI renda*, *persistência política*, *índice de governança*, *acesso à justiça*, *número de cartórios*, *número de agências bancárias públicas*, *número total de empresas públicas*, *PIB* e *gasto*.

Foram incluídas as variáveis econômicas *PIB* e *gasto* na regressão principal, pois se espera encontrar o efeito direto do sistema de CHs sobre tais variáveis.

Mas, dada a possibilidade de existência de causalidade reversa entre desenvolvimento e instituições, foram também feitos testes de dois estágios para verificar se as instituições foram determinadas pelo sistema de CHs num primeiro momento e se teriam impactado, posteriormente, nas variáveis *PIB* e *gasto* da atualidade.⁶

O SUR será analisado em seis variáveis dependentes apresentando-se duas variações para cada variável nas tabelas 2A e 2B.⁷ Na primeira coluna da tabela, em relação às variáveis de interesse históricas, o controle é feito pelo *Índice_CH*, *Índice_CH_Dist* (interação entre a variável *Índice_CH* e a *distância de Portugal*) e *litoral*. Na segunda coluna da tabela são adicionados os controles *Ciclo_Cana*, *Ciclo_Ouro*, *Cana_Dist* e *Ouro_Dist* (interação entre as variáveis de ciclos e a *distância de Portugal*). As demais variáveis de controle citadas e especificadas na seção 3 estão presentes em todas as variações de cada SUR.

Além das variáveis de controle geográfico foram inseridas no modelo as variáveis de controle socioeconômicas contemporâneas já citadas (*IDH renda*, *IDH educação*, *anos de estudo da população* e *PEA urbana*). A razão disso é que em dados de *cross-section*, e pelo fato de não haver controle de efeito fixo dos municípios, estas variáveis capturam características idiossincráticas do município em análise. Mais importante, o *IDH renda* e o *IDH educação* apontam para indicadores de desenvolvimento relativo destes municípios, o *que* ajuda a diminuir o eventual efeito fixo omitido. Assim, o que se estima aqui é o efeito líquido das variáveis socioeconômicas.

A *coluna 1* corresponde ao resultado do SUR de todas as variáveis independentes descritas sobre o *GINI terra*. Tem-se como resultado que o fato de o município ter pertencido a alguma CH no passado está positivamente associado ao *GINI terra*, ou seja, caso a interpretação seja causal, ele tem um efeito concentrador de terras. Quanto mais antigo for o município que tiver pertencido a alguma CH, pior será a distribuição de terras. Estimou-se que municípios que pertenceram a uma CH aumentaram em 2,9 a medida de desigualdade de terra. Em outras palavras, se se aumentar o *Índice_CH* em um desvio-padrão tem-se um aumento do índice de Gini de concentração de terras de pouco mais da metade de seu desvio-padrão.

Este efeito é reduzido à medida que os municípios em análise estão mais distantes de Portugal. Desta forma, uma possível herança histórica deixada pelo sistema de CHs sob a distribuição de terras parece encontrar apoio nos resultados.

6. Foram feitos seis testes de dois estágios. Considerou-se o impacto do *Índice_CH* e *Índice_CH_Dist* sobre três variáveis instrumentalizadas: *GINI terra*, *persistência política* e *índice de governança* – foram feitas combinações 2 a 2 para o primeiro estágio. E logo, no segundo estágio, mediu-se o impacto dessas variáveis (*GINI terra*, *persistência política*, *índice de governança*) sobre *PIB* e *gastos*. Não se verificou significância estatística para nenhum dos testes de dois estágios gerados.

7. Ver na tabela A.2 no apêndice o resultado para as outras quatro variáveis dependentes. Nestas, a variável de interesse (CH) não possui efeito. Para não poluir demais o estudo optou-se por não apresentar estes resultados no corpo principal do trabalho.

TABELA 2A
Regressões com o Índice CH

Seção 5.1 – Índice CH	Coluna 1: Gini terra		Coluna 2: Gini renda		Coluna 3: PIB	
	A	B	A	B	A	B
Índice_CH	2,947*** (0,690)	2,897*** (0,747)	0,641** (0,325)	0,780** (0,352)	6,444** (2,796)	4,936 (3,021)
Índice_CH_Dist	-0,038*** (0,009)	-0,037*** (0,010)	-0,006 (0,004)	-0,007 (0,005)	-0,085** (0,037)	-0,071* (0,040)
Litoral	0,059*** (0,009)	0,061*** (0,009)	0,016*** (0,004)	0,017*** (0,004)	0,099*** (0,037)	0,060 (0,037)
Ciclo_Cana		0,374 (0,290)		-0,026 (0,136)		-3,193*** (1,171)
Ciclo_Ouro		-0,351 (0,242)		-0,046 (0,114)		-0,379 (0,977)
Cana_Dist		-0,006 (0,004)		0,000 (0,002)		0,051*** (0,017)
Ouro_Dist		0,005 (0,003)		0,001 (0,001)		0,003 (0,013)
Proporção PEA urbana	0,155*** (0,010)	0,155*** (0,010)	-0,021*** (0,005)	-0,021*** (0,005)	0,009 (0,041)	0,011 (0,041)
IDH renda	-0,457*** (0,045)	-0,463*** (0,045)	0,106*** (0,021)	0,105*** (0,021)	4,432*** (0,183)	4,458*** (0,183)
IDH educação	-0,203*** (0,044)	-0,200*** (0,044)	-0,188*** (0,021)	-0,189*** (0,021)	1,003*** (0,178)	1,007*** (0,178)
Anos de estudo da população	-43,382*** (3,393)	-43,108*** (3,394)	-24,644*** (1,596)	-24,557*** (1,598)	77,156*** (13,751)	73,926*** (13,716)
Ano de fundação	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Distância de Portugal	0,001*** (0,001)	0,001*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)
Quantidade de chuva	0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	0,005* (0,003)	0,005** (0,003)
Tipo de solo	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -
Altitude	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Temperatura média	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,003)
Dummy Centro-Oeste	0,060*** (0,009)	0,060*** (0,009)	0,027*** (0,004)	0,027*** (0,004)	-0,103*** (0,035)	-0,107*** (0,035)
Dummy Nordeste	0,061*** (0,013)	0,060*** (0,013)	-0,004 (0,006)	-0,004 (0,006)	0,000 (0,051)	0,000 (0,051)

(Continua)

(Continuação)

Seção 5.1 – Índice CH	Coluna 1: Gini terra		Coluna 2: Gini renda		Coluna 3: PIB	
	A	B	A	B	A	B
<i>Dummy</i> Sudeste	0,043*** (0,007)	0,043*** (0,007)	-0,011*** (0,003)	-0,011*** (0,003)	0,051* (0,028)	0,049* (0,028)
Constante	0,831*** (0,068)	0,834*** (0,068)	0,645*** (0,032)	0,646*** (0,032)	-3,320*** (0,276)	-3,303*** (0,276)
Observação	3.935	3.929	3.935	3.929	3.935	3.929
R-sq	0,3847	0,3853	0,2654	0,2659	0,6594	0,6623

TABELA 2B

Regressões com o Índice CH

Seção 5.1 – Índice CH	Coluna 4: Gastos		Coluna 5: Número de agências bancárias públicas ¹		Coluna 6: Persistência política ¹	
	A	B	A	B	A	B
Índice_CH	-11,063*** (2,846)	-15,065*** (3,065)	3,063*** (1,076)	1,333 (1,163)	-2,074*** (0,594)	-2,459*** (0,644)
Índice_CH_Dist	0,136*** (0,038)	0,186*** (0,040)	-0,038*** (0,014)	-0,018 (0,015)	0,026*** (0,008)	0,031*** (0,008)
Litoral	0,102*** (0,037)	0,079** (0,038)	-0,040*** (0,014)	-0,055*** (0,014)	-0,001 (0,008)	-0,003 (0,008)
Ciclo_Cana		0,562 (1,188)		-0,022 (0,451)		0,180 (0,250)
Ciclo_Ouro		5,277*** (0,991)		-0,066 (0,376)		-0,014 (0,208)
Cana_Dist		-0,004 (0,017)		0,003 (0,006)		-0,002 (0,004)
Ouro_Dist		-0,073*** (0,013)		0,000 (0,005)		0,000 (0,003)
Proporção PEA urbana	-0,017 (0,042)	-0,010 (0,041)	-0,015 (0,016)	-0,013 (0,016)	0,002 (0,009)	0,002 (0,009)
IDH renda	1,234*** (0,187)	1,232*** (0,186)	0,194*** (0,071)	0,203*** (0,070)	-0,064* (0,039)	-0,064 (0,039)
IDH educação	-0,181 (0,181)	-0,180 (0,181)	0,031 (0,069)	0,030 (0,069)	-0,074* (0,038)	-0,074* (0,038)
Anos de estudo da população	471,422*** (13,995)	468,902*** (13,916)	2,178 (5,293)	1,024 (5,282)	79,185*** (2,920)	79,088*** (2,924)
Ano de fundação	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Distância de Portugal	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)	-0,002** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)

(Continua)

(Continuação)

Seção 5.1 – Índice CH	Coluna 4: Gastos		Coluna 5: Número de agências bancárias públicas ¹		Coluna 6: Persistência política ¹	
	A	B	A	B	A	B
Quantidade de chuva	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,003)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Tipo de solo	Sim –	Sim –	Sim –	Sim –	Sim –	Sim –
Altitude	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Temperatura média	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,020*** (0,001)	-0,020*** (0,001)	-0,001* (0,001)	-0,001* (0,001)
<i>Dummy</i> Norte	-0,076 (0,049)	-0,086* (0,048)	0,087*** (0,018)	0,083*** (0,018)	0,002 (0,010)	0,001 (0,010)
<i>Dummy</i> Centro-Oeste	0,118*** (0,036)	0,113*** (0,036)	0,083*** (0,013)	0,079*** (0,014)	0,002 (0,007)	0,001 (0,007)
<i>Dummy</i> Nordeste	0,177*** (0,052)	0,177*** (0,052)	0,063*** (0,020)	0,064*** (0,020)	-0,010 (0,011)	-0,011 (0,011)
<i>Dummy</i> Sudeste	0,219*** (0,029)	0,212*** (0,029)	0,016 (0,011)	0,014 (0,011)	-0,011* (0,006)	-0,011* (0,006)
Constante	3,985*** (0,281)	4,000*** (0,280)	0,539*** (0,106)	0,548*** (0,106)	0,275*** (0,059)	0,277*** (0,059)
Observações	3.935	3.929	3.935	3.929	3.935	3.929
<i>R</i> -sq	0,4094	0,418	0,0697	0,0772	(0,201)	0,2013

Elaboração dos autores.

Notas: ¹Coefficientes multiplicados por mil. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Torna-se aqui necessário comparar os efeitos da distância em relação a Portugal previamente abordados na literatura. Naritomi, Soares e Assunção (2012) encontram que os efeitos negativos se incrementam com a menor distância dos municípios de Portugal. Observam que quanto maior a proximidade dos municípios do ciclo do ouro em relação à metrópole piores eram os indicadores atuais de práticas governamentais e menor o acesso à Justiça atual. Os municípios sob influência do ciclo da cana, quanto mais próximos de Portugal, maior a concentração de terras que apresentam hoje e pior sua distribuição de renda. Confirmam, portanto, a influência negativa da maior interferência de Portugal, particularmente quando associada a atividades extrativas. Alternativamente, Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) consideram a distância em relação ao Equador como variável de controle e observam uma tendência de maior desenvolvimento econômico e melhores indicadores sociais à medida que a distância entre um município e a linha do Equador aumenta.

Seguindo Naritomi, Soares e Assunção (2012) controlou-se para a distância de um município em relação a Portugal, e conforme explicado anteriormente, foi encontrada correlação negativa entre a variável de interação *Indice_CH_Dist* e a variável dependente *GINI terra*. Em outras palavras, dado que o município pertenceu a alguma CH no passado, quanto mais distante da metrópole este for, melhor distribuídas estão suas terras. Portanto, com base nos resultados, pode-se inferir que as CHs mais distantes de Portugal, pelo menos no que diz respeito à distribuição de terras, foram beneficiadas positivamente.

Considerando os custos de transporte e a vastidão do território brasileiro, pode-se supor que municípios mais distantes geograficamente de Portugal eram menos influenciados pelas políticas e decisões adotadas pelo governo português. Especificamente, municípios mais distantes recebiam menos investimentos, possuíam menos instrumentos de controle e eram marcados por uma presença menor de representantes da Coroa. Em outras palavras, o custo associado a distância geográfica parece ter gerado certo desinteresse da metrópole pelos municípios mais longínquos, o que pode ter influenciado um desenvolvimento político e social autônomo e possibilitado uma distribuição maior de terras. Por exemplo, na coluna A tem-se que um aumento de um uma unidade de *Indice_CH_Dist* diminui o *GINI terra* em 0,038.

É interessante ressaltar que o efeito da variável *distância de Portugal*, ou seja, o efeito da distância sobre o *GINI terra* para aqueles municípios que não pertenceram a nenhuma capitânia, é positivo. Isto é, quanto maior a distância em relação a Portugal, sem se considerar a influência do sistema de CHs, pior a distribuição de terras. Essa inversão de sinal parece capturar o efeito do distanciamento de Portugal em direção ao interior do Brasil, desbravamento de território este que aconteceu posteriormente à extinção do sistema de CHs. Calculou-se pelos dados que a média do *GINI terra* para os municípios pertencentes à região Centro-Oeste é de 0,7017 e desvio-padrão 0,0994 contra uma média geral de 0,6872 e desvio-padrão 0,1335.⁸

No tocante à localização do município na costa brasileira (*litoral*), os resultados corroboram a hipótese dos autores de que estar no litoral é relevante e modifica a relação entre a metrópole e a colônia. O fato de se localizar no litoral e estar relacionado a uma pior distribuição de terra reforça a hipótese acima de que os municípios de fácil acesso (litorâneos) foram marcados por uma intensa relação com o governo português, altas taxas de investimento e maior controle político e econômico. Os resultados indicam que estar localizado na costa aumenta o índice de Gini em 0,059.

8. Observou-se uma inversão de sinais semelhante entre as variáveis *Indice_CH_Dist* e *distância de Portugal* na coluna 4 onde o regressando é o PIB. Mais uma vez essa inversão parece capturar um deslocamento em direção à região Centro-Oeste, que apresentou um forte crescimento fundamentado na exportação de *commodities* como a soja, e na grande propriedade privada.

Em relação às variáveis socioeconômicas, o resultado está de acordo com o esperado. Maior proporção da PEA urbana influencia de forma negativa a distribuição de terras do município. Esse resultado pode indicar que o crescimento da área urbana se deu via apropriação de pequenas propriedades individuais, aumentando assim o índice de concentração das terras rurais, expressa no índice de Gini, calculado pelo IBGE como parte do censo agropecuário. Desta forma, uma taxa mais alta de PEA urbana pode estar associada a uma concentração maior de terras. Observa-se ainda que melhores IDH renda, IDH educação e mais anos de estudos da população resultam em mais igualdade na distribuição de terras. Evitando qualquer afirmação sobre uma relação causal, faz sentido pensar que uma população mais escolarizada e que apresenta uma distribuição de renda mais igualitária desfrute de um menor *GINI terra*.

Com a coluna B, na qual são adicionados também os controles *Ciclo_Cana*, *Ciclo_Ouro*, *Cana_Dist* e *Ouro_Dist*, vê-se que os resultados anteriores não são alterados. Mais importante ainda, observa-se que os efeitos isolados do fato de o município ter pertencido às áreas de colonização do ciclo da cana ou do ciclo do ouro, e ainda a interação com a distância em relação a Portugal, parecem não afetar a distribuição de terras. Isto reforça a hipótese de que a desigualdade de terras parece ter sido influenciada diretamente pela forma de colonização das CHs.

Na *coluna 2* apresenta-se o resultado do SUR, em que o regressando é o *GINI renda*. Os resultados das duas colunas são muito próximos, havendo apenas uma pequena diferença na magnitude dos parâmetros.

A variável *Indice_CH* apresenta relação positiva com a variável dependente, indicando que o sistema de CHs, ponderado pela idade do município, teria gerado mais desigualdade na distribuição da renda (aumento de 0,64). Como visto na seção 3, ao criar o sistema de CHs, a Coroa portuguesa concedeu uma série de benefícios e exclusividades aos donatários. Estes tinham ainda autonomia política para subdividir suas terras, transferindo a responsabilidade sobre a exploração destas para outros nobres. Desta forma, este resultado parece sustentar nossa hipótese de que o sistema de CHs implementado no início da colonização, e que dividiu o Brasil de maneira muito desigual, pode ter deixado sua herança também na concentração de renda atual dos municípios.

Nota-se que, apesar de ter o sinal esperado, a distância em relação a Portugal não apresenta qualquer tipo de relevância estatística na explicação da concentração de renda. Tanto o seu efeito isolado quanto a sua interação com o *Indice_CH* não afetam o *GINI renda*. Por outro lado, a *dummy litoral* é significativa e atua no sentido de aumentar a concentração de renda. Esse resultado reforça mais uma vez a hipótese de que um município mais acessível (no sentido de menores custos de transporte) sofreu mais influência de Portugal enquanto colônia e, portanto, seus indicadores de desenvolvimento são piores, o que também é observado em Naritomi, Soares e Assunção (2012).

As variáveis de controle socioeconômicas são significativas e inversamente correlacionadas com o *GINI renda*, com exceção da variável *IDH renda*. O *IDH renda* é um indicador de renda relativo calculado pelo PIB real *per capita* em dólares, segundo a paridade do poder de compra. Portanto, *IDH renda* alto indica PIB municipal *per capita* alto, mas não necessariamente bem distribuído. O resultado sugere que o crescimento econômico dos municípios brasileiros foi marcado pela concentração da renda. Kuznets (1955), em sua contribuição seminal sobre crescimento e desigualdade (artigo que deu origem à renomada curva de Kuznets), indica que um país passa primeiro por uma fase de crescimento concentrador de renda para posteriormente repartir toda a renda gerada. Seguindo a hipótese de Kuznets, este resultado sugere que o Brasil está em uma fase inicial de crescimento que se dá concomitantemente com uma concentração de renda. Deve-se ressaltar ainda que um crescimento desigual não diz nada sobre a evolução da pobreza, no sentido de que um país pode se tornar mais desigual e mesmo assim diminuir a pobreza em períodos de crescimento.

As demais variáveis socioeconômicas apresentam resultados esperados. Em municípios mais urbanizados e mais educados, a desigualdade de renda é menor. Por fim, ressalta-se ainda que a adição das variáveis explicativas dos ciclos da cana e do ouro em nada modificam os resultados, sugerindo ainda que a concentração de renda é uma característica anterior a estes ciclos.

Na *coluna 3* a variável dependente do SUR é o (log de mil reais *per capita* do) PIB. Na *coluna A*, as variáveis de interesse *Indice_CH* e *Indice_CH_Dist* são significativas a 5%. A primeira possui um efeito positivo (pertencer a CHs implica pouco aumento de 0,6% em reais do PIB *per capita*) enquanto a segunda é negativamente correlacionada com este (-0,085). Este segundo efeito parece interessante, pois sustenta que o efeito da distância ocorre pelo caminho oposto ao de pertencer a CH: quanto mais distante, menor o investimento realizado por Portugal e, portanto, menor o (ln *per capita* do) PIB.

Observou-se que a variável *litoral* é significativa a 1% e é positivamente correlacionada com o (ln *per capita* do) PIB. Mais uma vez os resultados sugerem que menores custos de transporte podem estar relacionados a um maior nível de investimento português e conseqüentemente a um PIB mais elevado. Não se pode ignorar o fato de que a simples localização geográfica na costa possa ser vantajosa no sentido de ampliar o comércio do município, e assim promover um crescimento econômico. Ambos os efeitos citados parecem ser relevantes para este resultado.

As demais variáveis que se mostraram significativas e têm relação positiva com o PIB, são: *IDH renda*, *IDH educação* e *anos de estudo da população*. De forma inesperada, a proporção da PEA urbana não se mostrou significativa para explicar o PIB.

Na *coluna B*, inseridos os ciclos na regressão, as variáveis *Ciclo_Cana* e *Ciclo_Cana_Dist* se mostraram significantes a 1%, enquanto a variável *Indice_CH*

perdeu toda a sua relevância estatística e o *Indice_CH_Dist* foi significante somente a 10%. Observa-se agora um resultado oposto em que as variáveis relacionadas ao ciclo do açúcar é que são relevantes para explicar o diferencial no PIB, e não as CHs, como se esperava. Mesmo contribuindo de certa forma (divisão da terra em latifúndios), a formação do sistema de CHs não seria suficiente isoladamente para promover discrepâncias significativas no PIB.

Outro resultado interessante é o efeito de redução no PIB causado pelo ciclo da cana. Por um lado poder-se-ia pensar que os capitais gerados pelo sistema açucareiro, um dos artigos tropicais mais lucrativos comercializados pela colônia, teria sido usado para desenvolver centros urbanos e novas atividades, possivelmente a manufatureira, de modo que estes municípios teriam hoje um PIB mais elevado que os demais. Porém, os resultados sugerem o contrário, e parece que Furtado (2005) apresenta uma possível explicação para compreender este fenômeno. O autor ressalta que a atividade açucareira necessitava de grandes investimentos, porém tais investimentos acabavam somente aumentando os ativos dos empresários, sem gerar qualquer fluxo de renda monetário. Ademais, o capital gerado por esta atividade, e que era extremamente concentrado na mão de poucos capitalistas, era, em sua grande maioria, destinado à importação de bens de consumo de luxo e à realização de novos investimentos, essencialmente importação de máquinas e escravos. Desta forma, a maneira como o sistema açucareiro se desenvolveu limitou o desenvolvimento de um mercado interno relevante e de atividades econômicas alternativas. O elemento dinâmico desse sistema era o açúcar, e uma vez que este se desvalorizou, toda a região sofreu contração econômica. Vale notar que Naritomi, Soares e Assunção (2012) encontram resultados similares. As áreas afetadas pelas atividades extrativas do ciclo da cana do período colonial, e sob maior influência de Portugal, possuem também pior distribuição de renda hoje e estão entre as mais pobres do Brasil.

A *coluna 4* apresenta resultados em que o (\ln) Gasto Público *per capita* é o regressando. Deve-se ressaltar que se estão considerando aqui somente os gastos públicos na esfera municipal, de forma que a variável dependente é uma *proxy* para a presença e o tamanho do poder público local. O *Indice_CH* se mostrou significativo e negativo (-11,0). Esse resultado pode sugerir que o sistema de CHs acabou por concentrar o poder e a tomada de decisão em uma esfera mais abrangente, possivelmente comparável à esfera estadual que se tem hoje.

Mesmo com as subdivisões territoriais concedidas pelo donatário de cada CH, este resultado pode sugerir que os nobres que recebiam tais terras não gozavam de fato de uma autonomia política. Todas as decisões se concentravam na figura do donatário que por sua vez se reportava diretamente à Coroa. Seguindo esta hipótese, o sistema de CHs não teve uma característica descentralizadora do poder no âmbito local, efeito este captado por uma redução substancial do tamanho do poder público municipal.

O *Indice_CH_Dist*, assim como as variáveis *litoral* e *distância de Portugal* determinam maiores gastos municipais (0,13, 0,10 e 0,01, respectivamente). No que diz respeito à distância, o resultado parece capturar uma descentralização maior da tomada de decisão nos municípios mais longínquos, dados os longos períodos sem comunicação, os altos custos de transporte e a dificuldade de se colonizar as terras mais distantes. Por outro lado, a dependência com o mar no início da colonização pode ter feito com que os donatários e nobres mais influentes tenham se concentrado no litoral, de modo que, nestes municípios, o poder local acabou ganhando certa autonomia. Dos 247 municípios localizados no litoral, 166 (68%) pertenceram ao sistema de CHs, de modo que fica aparente esta relação. Os controles socioeconômicos *IDH renda* e *anos de estudo da população* também são positivamente correlacionados com os gastos públicos municipais.

Na coluna B, observa-se que as variáveis do ciclo do ouro são ambas estatisticamente significantes ao nível de 1%. Os resultados reforçam as hipóteses da literatura de que os municípios que vivenciaram o ciclo do ouro eram marcados por uma intensa presença de instrumentos de controle do Estado português e acabaram herdando maiores níveis de burocracia, expressos aqui no aumento dos gastos públicos. Observa-se, no entanto, que as variáveis que capturam os efeitos das CHs se mantêm significantes e se tornam ainda maiores em módulo.⁹ Ou seja, mesmo controlando para as variáveis existentes na literatura, o sistema de divisão do território em CHs parece ser relevante estatisticamente para explicar os gastos públicos municipais atuais.

Na *coluna 5* foi regredido o número de agências do BB e da CAIXA *per capita* em todas as variáveis independentes anteriores. Com esta variável busca-se também captar algum efeito que as CHs tenham gerado no poder público, nos âmbitos estadual e federal. Na coluna A, as variáveis *Indice_CH*, *Indice_CH_Dist*, *litoral*, *distância de Portugal* e *IDH renda* se mostraram significativas a 1%.

O sinal positivo da variável *Indice_CH* (aumento de 0,3% no número de agências *per capita*) pode agora indicar que o fato de o município ter sofrido influência mais antiga do sistema de CHs teria determinado maior concentração de poder público estadual e federal. Além disso, de acordo com a hipótese anterior, pode-se supor que quanto maior a distância de Portugal, menor concentração de poder público nas esferas mais abrangentes em virtude de maior descentralização do Estado. A variável *litoral* também apresentou um resultado em acordo com a hipótese anterior de que o poder local detinha certa autonomia em municípios litorâneos. Por fim, mesmo sendo difícil obter uma relação de causa, observa-se que quanto mais alto o IDH renda do município, maior o número de suas agências públicas.

9. Para justificativas da relação do ciclo do ouro com os gastos públicos, ver Naritomi, Soares e Assunção (2012).

Na coluna B, a inclusão dos controles dos ciclos altera substancialmente o resultado. As variáveis de ciclo tiram as significâncias do *Índice_CH* e do *Índice_CH_Dist*, e apenas a variável *litoral* é significativa, mantendo uma relação negativa com o número de agências bancárias públicas.

Na *coluna 6*, em que a variável dependente é a *persistência política*, as variáveis de interesse *Índice_CH* e *Índice_CH_Dist* são ambas significantes a 1% e apresentam efeitos distintos sobre a persistência. Enquanto o fato de pertencer a uma CH atua no sentido de reduzir a *persistência política* (-2,07), a interação desta com a *distância de Portugal* é positivamente correlacionada e acaba suavizando o efeito das CHs na persistência (+0,026).

Considerando-se o efeito isolado da *distância de Portugal*, observa-se que quanto mais distante o município for de Portugal, menor o número de reeleições a nível municipal (-0,002) e, portanto, pode-se observar mais uma vez uma troca de sinal nas variáveis relacionadas à distância. A variável *litoral* acaba sendo insignificante nesta análise.

Em relação às características socioeconômicas dos municípios, observa-se que as variáveis *IDH renda* e *IDH educação* demonstram que maiores índices, nesses dois quesitos, determinam menor persistência política municipal. Quanto mais anos de estudo tem a população do município, maior o número de reeleições que este apresenta. A diferença do impacto do IDH educação e dos anos de estudo da população sobre a persistência política pode ser explicada por como o IDH educação é calculado. Este último é uma média entre os índices de taxa de alfabetização (que é a porcentagem das pessoas com capacidade de ler e escrever) e de taxa bruta de frequência à escola, sendo que os pondera com peso 2 e 1, respectivamente. Dessa maneira, ao contrário dos anos de estudo da população, o IDH educação não é uma medida do nível de escolaridade dos cidadãos. Portanto, faz sentido que haja uma consciência maior da população com mais anos de estudo em relação a um direcionamento e preferência partidária. Maior número de reeleição pode indicar que as pessoas mais escolarizadas analisam e acompanham a qualidade do governo do seu município, através de um melhor processamento de informação e, com isso, optam por uma consistência no governo. Pessoas apenas alfabetizadas, mas que não possuem um bom nível de escolaridade, por exemplo, podem não ter um partido de preferência e, com isso, seriam mais propícias a mudar o voto do partido e do candidato que haviam votado anteriormente.

Na coluna B, a inclusão dos controles de ciclo não alteram significativamente os resultados. A única modificação está no IDH renda, que deixa de ser significativo. Os novos controles não se mostraram significativos na influência do

número de reeleições municipais. Os resultados das demais variáveis dependentes estão contidos no apêndice.¹⁰

5.2 *Índice_CH* usando amostra reduzida (apenas quando *CH* = 1)

Nesta subseção são rodados os mesmos modelos da seção anterior, com a diferença de que aqui isto é feito para a amostra apenas dos municípios que foram diagnosticados como pertencentes a alguma *CH* no passado, ou seja, que têm valor um na variável *CH* apresentados nas tabelas 3A e 3B. Os municípios que não pertenceram a nenhuma *CH* estão fora da amostra desta subseção. Na seção da amostra completa havia 3.935 observações para cada uma das variáveis dependentes, neste caso, com a redução da amostra, o número de observações é 1.916.

TABELA 3A
Regressões com o Índice *CH* – amostra reduzida

Seção 5.2 – Índice <i>CH</i> com amostra reduzida	Coluna 7: Gini terra		Coluna 8: Gini renda		Coluna 9: PIB	
	A	B	A	B	A	B
Índice_CH	1,879*** (0,696)	1,854** (0,758)	0,641* (0,354)	0,747* (0,385)	-1,299 (3,283)	-1,700 (3,561)
Índice_CH_Dist	-0,021** (0,009)	-0,021** (0,010)	-0,005 (0,005)	-0,006 (0,005)	0,017 (0,044)	0,017 (0,048)
Litoral	0,007 (0,010)	0,009 (0,011)	0,007 (0,005)	0,009* (0,005)	0,251*** (0,048)	0,216*** (0,049)
Ciclo_Cana		0,233 (0,263)		0,124 (0,134)		-3,018** (1,236)
Ciclo_Ouro		-0,215 (0,305)		0,017 (0,155)		-0,473 (1,433)
Cana_Dist		-0,003 (0,004)		-0,002 (0,002)		0,047*** (0,018)
Ouro_Dist		0,003 (0,004)		-0,000 (0,002)		0,005 (0,019)
Proporção PEA urbana	0,055*** (0,014)	0,055*** (0,014)	-0,015** (0,007)	-0,015** (0,007)	0,165** (0,066)	0,161** (0,066)
IDH renda	-0,419*** (0,057)	-0,424*** (0,057)	0,034 (0,029)	0,030 (0,029)	4,225*** (0,267)	4,298*** (0,267)
IDH educação	0,159*** (0,052)	0,159*** (0,052)	-0,102*** (0,026)	-0,103*** (0,026)	0,773*** (0,244)	0,794*** (0,243)

(Continua)

10. As colunas 7 a 10 da tabela A.2 apresentam as estimativas do SUR com os regressandos *índice de governança*, *acesso à justiça*, *número total de empresas públicas* e *número de cartórios*, respectivamente. Não se obtiveram resultados significativos para as variáveis de interesse (*Índice_CH* e *Índice_CH_Dist*) e a inclusão dos controles de ciclos em pouco alterou os resultados. Nestas regressões apenas alguns controles socioeconômicos se relevaram estatisticamente significantes.

(Continuação)

Seção 5.2 – Índice CH com amostra reduzida	Coluna 7: Gini terra		Coluna 8: Gini renda		Coluna 9: PIB	
	A	B	A	B	A	B
Anos de estudo da população	-43,388*** (5,957)	-43,231*** (5,982)	-24,596*** (3,032)	-24,157*** (3,042)	53,118* (28,093)	46,269* (28,115)
Ano de fundação	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Distância de Portugal	-0,002* (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,004)	-0,003 (0,004)
Quantidade de chuva	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	0,004 (0,003)	0,005 (0,003)
Tipo de solo	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -	Sim -
Altitude	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Temperatura média	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,012*** (0,004)	-0,012*** (0,004)
<i>Dummy</i> Norte	-0,092*** (0,030)	-0,092*** (0,030)	0,699*** (0,044)	0,050*** (0,015)	-2,007*** (0,411)	-2,003*** (0,411)
<i>Dummy</i> Centro-Oeste	-	-	0,649*** (0,045)	-	-1,647*** (0,419)	-1,641*** (0,419)
<i>Dummy</i> Nordeste	0,015 (0,023)	0,015 (0,023)	0,605*** (0,041)	-0,044*** (0,012)	-1,764*** (0,381)	-1,750*** (0,381)
<i>Dummy</i> Sudeste	-0,021 (0,022)	-0,021 (0,022)	0,604*** (0,044)	-0,045*** (0,011)	-1,572*** (0,410)	-1,562*** (0,410)
Constante	0,759*** (0,089)	0,755*** (0,089)	-	0,647*** (0,045)	-	-
Observações	1.916	1.915	1.916	1.915	1.916	1.915
<i>R</i> -sq	(0,360)	0,3605	0,2098	0,2118	0,6361	0,639

Elaboração dos autores.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Uma vez que todas as observações da amostra pertenceram a alguma capitania, a variável *Índice_CH* captura agora apenas o efeito da idade sobre as variáveis dependentes (aumento de 1,8 no *GINI terra* versus 2,9 da seção anterior). Na *coluna 11* vê-se que os principais resultados são mantidos em termos qualitativos. A principal diferença está na variável *litoral* que deixa de ser significativa apesar de manter o sinal esperado. O efeito da variável *distância de Portugal* passa agora a captar o efeito da distância nos municípios pertencentes às CHs independentemente da sua idade. Observe-se que o coeficiente tem o seu sinal negativo (-0,001), reforçando a sugestão proposta de que durante o sistema de CHs a distância possuía um efeito redutor da presença portuguesa e de menor concentração das terras.

TABELA 3B
Regressões com o Índice CH – amostra reduzida

Seção 5.2 – Índice CH com amostra reduzida	Coluna 10: Gastos		Coluna 11: Número de agências bancárias públicas ¹		Coluna 12: Persistência política ¹	
	A	B	A	B	A	B
Índice_CH	-17,829*** (3,028)	-20,401*** (3,293)	2,018 (1,614)	0,099 (1,750)	-1,876*** (0,565)	-2,194*** (0,615)
Índice_CH_Dist	0,237*** (0,041)	0,267*** (0,044)	-0,020 (0,022)	0,002 (0,023)	0,025*** (0,008)	0,029*** (0,008)
Litoral	0,109** (0,045)	0,092** (0,046)	-0,050** (0,024)	-0,069*** (0,024)	-0,002 (0,008)	-0,003 (0,009)
Ciclo_Cana		0,554 (1,142)		-0,154 (0,607)		0,125 (0,214)
Ciclo_Ouro		-0,059 (1,324)		-0,038 (0,704)		0,055 (0,248)
Cana_Dist		-0,005 (0,016)		0,005 (0,009)		-0,002 (0,003)
Ouro_Dist		0,000 (0,018)		0,000 (0,009)		-0,001 (0,003)
Proporção PEA Urbana	0,006 (0,061)	0,011 (0,061)	-0,068** (0,032)	-0,065** (0,032)	-0,018 (0,011)	-0,018 (0,011)
IDH renda	1,040*** (0,246)	1,065*** (0,247)	0,107 (0,131)	0,139 (0,131)	-0,049 (0,046)	-0,048 (0,046)
IDH educação	-0,015 (0,225)	-0,008 (0,225)	0,164 (0,120)	0,172 (0,120)	-0,002 (0,042)	-0,001 (0,042)
Anos de estudo da população	545,410*** (25,909)	541,196*** (25,993)	14,882 (13,813)	10,706 (13,814)	118,185*** (4,838)	117,912*** (4,858)
Ano de fundação	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Distância de Portugal	0,000 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,007*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,001* (0,001)	-0,002** (0,001)
Quantidade de chuva	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)
Tipo de solo	sim -	sim -	sim -	sim -	sim -	sim -
Altitude	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Temperatura média	-0,011*** (0,004)	-0,011*** (0,004)	-0,029*** (0,002)	-0,029*** (0,002)	-0,002** (0,001)	-0,002** (0,001)
Dummy Norte	5,229*** (0,379)	5,268*** (0,380)	1,134*** (0,202)	1,165*** (0,202)	-0,022 (0,025)	-0,022 (0,025)

(Continua)

(Continuação)

Seção 5.2 – Índice CH com amostra reduzida	Coluna 10: Gastos		Coluna 11: Número de agências bancárias públicas ¹		Coluna 12: Persistência política ¹	
	A	B	A	B	A	B
	<i>Dummy</i> Centro-Oeste	5,518*** (0,386)	5,559*** (0,387)	1,133*** (0,206)	1,166*** (0,206)	-
<i>Dummy</i> Nordeste	5,347*** (0,352)	5,392*** (0,352)	1,097*** (0,187)	1,134*** (0,187)	0,021 (0,019)	0,021 (0,019)
<i>Dummy</i> Sudeste	5,394*** (0,378)	5,437*** (0,379)	1,072*** (0,202)	1,108*** (0,201)	0,002 (0,018)	0,002 (0,018)
Constante	-	-	-	-	0,192*** (0,072)	0,195*** (0,072)
Observações	1.916	1.915	1.916	1.915	1.916	1.915
R-sq	0,3724	0,3743	0,1003	0,1088	0,2948	0,2955

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Os resultados da *coluna 12* reforçam qualitativamente resultados observados na seção anterior. Na especificação A, a variável *litoral* perde sua significância, assim como a variável *IDH renda*. De um modo geral, confirma-se a hipótese de que, dado que o município pertence a uma CH, quanto mais antigo este for (mais interação com Portugal enquanto colônia), maior será a concentração de renda.

Já na *coluna 13*, tem-se que o *Índice_CH* e o *Índice_CH_Dist* se mostram insignificantes em ambas as especificações. A variável *litoral* se apresenta relevante e positivamente correlacionada com o (log de mil reais *per capita* do) PIB. Como encontrado anteriormente, o efeito histórico no PIB se dá via ciclo da cana. Os coeficientes relacionados ao ciclo da cana se mantêm significativos e negativos. A variável do ciclo possui um efeito redutor do PIB, abordado na subseção 5.1. Na *coluna 14* observa-se um resultado interessante: a variável *Ciclo_Ouro* perde a significância para explicar os (log *per capita* dos) gastos públicos. Uma possibilidade é que ao se reduzir a amostra, selecionando apenas os municípios que pertenceram a alguma capitania, têm-se poucos municípios que passaram pelo ciclo do ouro (perde-se um quarto das observações), de modo que há pouca variação na variável independente. Comparando-se os dois desvios-padrão obtidos (subseções 5.1 e 5.2) para o coeficiente da variável *Ciclo_Ouro*, tem-se que quando é reduzida a amostra, há um aumento de aproximadamente 33% deste desvio-padrão. As outras variáveis históricas referentes às CHs se mantêm significativas. Como mostrado previamente, o *Índice_CH* reduz ainda mais os gastos públicos (de -15,06 para -20,4 anteriormente) enquanto sua interação com a distância tem o sinal positivo. As variáveis *litoral* e de controles socioeconômicos permanecem significantes e seus efeitos atuam de forma similar.

A *coluna 15* aponta que nem *Índice_CH* nem *Índice_CH_Dist* são variáveis significativas para explicar o número de agências bancárias públicas. Somente as

variáveis *litoral* e *distância de Portugal* se mantêm estatisticamente significativas. O sinal destas variáveis se mantém coerente com as hipóteses realizadas na seção anterior. Por fim, a *coluna 16* aponta a manutenção da significância estatística das variáveis *Índice_CH* e *Índice_CH_Dist*, mas com magnitude bem inferior à anterior (indo de $-2,0$ para $-0,002$ para a primeira variável e de $0,02$ para $0,00002$ para a segunda).

6 ROBUSTEZ

Nesta seção são adicionados controles (além dos já apresentados nas seções anteriores), mas somente na parte A das colunas anteriores, onde os ciclos e suas variações não estão incluídos. Testa-se se as variáveis *Índice_CH* e *Índice_CH_Dist* ainda permanecem significativas nas variáveis dependentes: *GINI terra*, *GINI renda*, *PIB*, *gastos públicos* e sobre o *número de agências bancárias públicas*. Isto busca conferir a robustez dos resultados já apresentados. Espera-se não encontrar diferença qualitativa nos resultados anteriores quando são inseridos os controles adicionais. Têm-se três subseções: na primeira o controle é feito por *dummies* estaduais, na segunda pela população municipal e na terceira, pela área municipal.

6.1 *Dummies* de estados

A tabela 4 (colunas 13 e 18) aponta uma correlação positiva para concentração de terras em municípios participantes do sistema de CHs e esta correlação é superior ao estimado anteriormente na tabela 1 ($3,378$ versus $2,947$). Do ponto de vista da variável *GINI renda*, os resultados são similares. É encontrada novamente uma correlação positiva entre o fato de ter pertencido à capitania e a concentração de renda ($0,961$), e também superior ao estimado na tabela 1 ($0,641$).

TABELA 4
Robustez – *dummies* estaduais

	Coluna 13: Gini terra	Coluna 14: Gini renda	Coluna 15: PIB	Coluna 16: Gastos	Coluna 17: Número de agências bancárias públicas ¹	Coluna 18: Persistência política ¹
	A	A	A	A	A	A
Índice_CH	3,378*** (0,675)	0,961*** (0,328)	3,019 (2,742)	-14,216*** (2,833)	3,387*** (1,087)	-2,082*** (0,612)
Índice_CH_Dist	-0,043*** (0,009)	-0,010** (0,004)	-0,042 (0,036)	0,179*** (0,038)	-0,042*** (0,014)	0,026*** (0,008)
Litoral	0,069*** (0,009)	0,014*** (0,004)	0,092*** (0,035)	0,095*** (0,036)	-0,034** (0,014)	0,000 (0,008)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935
R-sq	0,4527	0,3044	0,6959	0,4567	0,1191	0,2119

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

De forma interessante, nota-se que pertencer ou não ao sistema de CHs não está relacionado ao PIB atual quando *dummies* de estado são adicionados ao modelo (coluna 15), o que reforça os resultados da coluna 13. Por outro lado, a associação negativa entre nossa variável de interesse (*Índice_CH*) e gastos públicos municipais continua sendo estatisticamente negativa (coluna 16), e pode expressar uma menor necessidade de intervenção de gastos públicos atuais nestes municípios. A variável litoral também se manteve significativa e de acordo com as hipóteses acima apresentadas. Por fim, surpreendentemente manteve-se o resultado anterior de menor persistência política nos municípios pertencentes à CH. Como esta variável mede a repetição de representantes do mesmo partido no Poder Executivo local, este resultado sugere maior alternância de partidos neste poder e pode ser fruto de maior competição entre potenciais candidatos. Não fica claro qual o mecanismo deste resultado.

6.2 População municipal

A tabela 5 aponta que a inclusão da população municipal parece não afetar os resultados encontrados na tabela 1. Cabe aqui uma única observação referente à *coluna 21*, em que as variáveis *Índice_CH* e *Índice_CH_Dist* voltam a ser estatisticamente significantes a explicar positivamente o PIB atual. No entanto, incluídas as variáveis referentes aos ciclos da cana e do ouro, as variáveis de interesse voltam a perder significância, o que reforça a inconsistência deste fenômeno. Ou seja, parece não haver motivo robusto que leve a afirmar a relação estatística entre o fato de os municípios terem pertencido às CHs e o nível do PIB atual. Os resultados que parecem ser consistentes até então se referem ao efeito positivo sobre *GINI terra e renda*, e negativo sobre *gastos e persistência política*.

TABELA 5
Robustez – população municipal

	Coluna 19: Gini terra	Coluna 20: Gini renda	Coluna 21: PIB	Coluna 22: Gastos	Coluna 23: Número de agências bancárias públicas ¹	Coluna 24: Persistência política ¹
	A	A	A	A	A	A
Índice_CH	2,418*** (0,694)	0,761** (0,327)	6,287** (2,823)	-10,480*** (2,873)	2,845*** (1,087)	-2,046*** (0,600)
Índice_CH_Dist	-0,030*** (0,009)	-0,008* (0,004)	-0,083** (0,038)	0,127*** (0,038)	-0,035** (0,014)	0,026*** (0,008)
Litoral	0,060*** (0,009)	0,016*** (0,004)	0,100*** (0,037)	0,101*** (0,037)	-0,040*** (0,014)	-0,001 (0,008)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935
R-sq	0,3894	0,2667	0,6594	0,4097	0,0702	0,2007

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

6.3 Área municipal

Controlando pela área municipal (*colunas 25 a 30*), a tabela 6 apresenta resultados similares aos da tabela 1 e aos encontrados na seção anterior. Nota-se neste caso, ainda, que a magnitude dos coeficientes é similar aos resultados principais expostos na tabela 1, o que sugere que *população* parece não afetar a relação das variáveis de interesse com as dependentes abaixo, mesmo que as variáveis *gastos*, *número de agências bancárias* e *persistência política* estejam em termos *per capita*.

TABELA 6
Robustez – área municipal

	Coluna 25: Gini terra	Coluna 26: Gini renda	Coluna 27: PIB	Coluna 28: Gastos	Coluna 29: Número de agências bancárias públicas ¹	Coluna 30: Persistência política ¹
	A	A	A	A	A	A
Índice_CH	2,941*** (0,689)	0,635** (0,323)	6,414** (2,792)	-11,060*** (2,846)	3,063*** (1,076)	-2,073*** (0,594)
Índice_CH_Dist	-0,038*** (0,009)	-0,006 (0,004)	-0,085** (0,037)	0,136*** (0,038)	-0,038*** (0,014)	0,026*** (0,008)
Litoral	0,060*** (0,009)	0,017*** (0,004)	0,102*** (0,037)	0,102*** (0,037)	-0,040*** (0,014)	-0,001 (0,008)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935
R-sq	0,3858	0,2727	0,6604	0,4094	0,0697	0,2007

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

6.4 Área da capitania: efeitos de escala

Por fim, assume-se aqui que o eventual efeito de ter participado das CHs no passado dependa do tamanho da capitania. Para isso, calcula-se a área aproximada como controle adicional. A tabela 7 apresenta os resultados.

Realmente, a introdução deste último controle que capturaria o efeito escala da capitania parece ofuscar os efeitos de nosso *Índice_CH* (medida que captura ter participado da capitania no passado) sobre o *GINI renda*, *PIB* e *número de agências bancárias*. Por outro lado, os resultados sobre *GINI terra*, *gastos* e *persistência política* são similares aos anteriores, o que confirma a significância estatística destas relações. Assim, este estudo buscou ser cuidadoso ao indicar que considera robustos somente os efeitos (positivo) sobre o *GINI terra*, (negativo) sobre *gastos públicos per capita* e *persistência política*.

TABELA 7

Robustez – área das capitanias

	Coluna 31: Gini Terra	Coluna 32: Gini Renda	Coluna 33: PIB	Coluna 34: Gastos	Coluna 35: Número de agências bancárias públicas ¹	Coluna 36: Persistência política ¹
	A	A	A	A	A	A
Índice_CH	2,345*** (0,722)	0,360 (0,341)	2,382 (2,926)	-11,149*** (3,012)	1,094 (1,144)	-1,811*** (0,633)
Índice_CH_Dist	-0,028*** (0,010)	-0,002 (0,005)	-0,024 (0,039)	0,140*** (0,040)	-0,010 (0,015)	0,023*** (0,008)
Litoral	0,057*** (0,009)	0,016*** (0,004)	0,139*** (0,037)	0,118*** (0,038)	-0,037** (0,014)	-0,000 (0,008)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935	3.935
R-sq	0,3858	0,2727	0,6604	0,4527	0,0702	0,2036

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.**7 CONCLUSÃO**

Este trabalho tem como objetivo analisar os eventuais efeitos da herança colonial na formação dos municípios brasileiros sobre suas condições atuais de desigualdade de terra e renda e sobre a qualidade das instituições. Em particular, empregaram-se área, latitude, longitude e a data de fundação para identificar os municípios pertencentes às CHs. Em seguida, buscou-se estimar se esta característica histórica dos municípios está correlacionada às instituições atuais desses municípios brasileiros, considerando-se diversos controles, tais como área proporcional da capitania, ter pertencido aos ciclos da cana e do ouro, distância de Portugal, tipo de solo, quantidade de chuva, altitude, temperatura média e variáveis socioeconômicas municipais.

Os resultados sugerem que o fato de o município ter pertencido a áreas destinadas às CHs no passado influencia positivamente o *GINI terra*. Foi estimada uma correlação média das estimações igual a 2 entre desigualdade de terra e o *Índice_CH*. Em outras palavras, se se aumenta o *Índice_CH* em um desvio-padrão tem-se um aumento do índice de Gini de concentração de terras de aproximadamente metade de seu desvio-padrão.

Ou seja, ter pertencido às CHs parece deixar uma herança colonial negativa em sua distribuição de terras atual. Esse resultado é observado mesmo controlando-se pelo fato de o município estar localizado no litoral, motivo pelo qual, dada a maior facilidade de acesso ao governo de Portugal, eventualmente poderia acabar sofrendo o impacto negativo dessa maior influência. Controlou-se ainda pela distância do município em relação a Portugal, nesse caso o efeito não parece ser precisamente estimado e a relação permanece estatisticamente significativa.

Adicionando os controles *Ciclo_Cana* e *Ciclo_Ouro* observa-se que os efeitos isolados do fato de o município ter pertencido a áreas de colonização do ciclo cana ou do ciclo do ouro não parecem afetar a distribuição de terras. Isto parece reforçar o argumento de que a desigualdade de terras parece ter sido determinada pela forma como os municípios foram colonizados. É importante ressaltar que estes resultados acima foram corroborados em todas as especificações consideradas (tabelas 2 a 7 em todas as colunas).

Dois outros resultados podem ser considerados robustos e parecem estar correlacionados. Estimou-se que a herança colonial (capturada pela nossa medida *Indice_CH*) apresenta correlação negativa com o nível de *gastos públicos per capita* e sobre a *persistência política*. Ou seja, parece que uma herança colonial deixada nestas cidades foi uma redução do tamanho do setor público local com alternância de poder local. O primeiro efeito (menores gastos públicos) pode ter sido causado pelo fato de que o setor privado pode ter encontrado formas de executar a provisão pública de bens. O segundo efeito (menor persistência política) é surpreendente e não fica claro se com este banco de dados é possível identificar eventuais mecanismos de transmissão. Pode ser que com este aumento de concentração de terras, um grupo pequeno de líderes locais possa ter sido formado, e que seus integrantes se revezem nas eleições executivas locais. No entanto é necessário dizer ainda que os prefeitos incumbentes podem ter mudado de partido e que isso não estaria sendo capturado em medida de persistência política que foi utilizada. Foi encontrada ainda alguma evidência positiva do fato de ter participado da CH sobre a concentração de renda (não corroborado somente em um modelo). No entanto, optou-se por considerar não robustos os resultados não reforçados em pelo menos um dos modelos. Desta forma, pode-se argumentar que não foram encontrados resultados consistentes a respeito da relação de o município ter pertencido às CHs e os demais indicadores atuais, a saber: desigualdade de renda, PIB municipal *per capita*, número de agências bancárias públicas, de cartórios e empresas públicas no município, nem na governança local e no acesso à justiça local.

Apesar de os resultados dos testes empíricos parecerem robustos, é necessário fazer ressalvas em relação a esses resultados. Primeiro, apesar de todo o esforço em controlar características idiossincráticas dos municípios, pode ser que alguma variável ainda possa estar sendo omitida. Segundo, foram construídas diversas variáveis e esta construção foi baseada em hipóteses para determinar o período de encerramento do sistema de CHs e dos ciclos. Terceiro, há também limitação na construção das variáveis institucionais que, por essa razão, trazem a necessidade de novos estudos adicionais, com outros exemplos que contemplem estas características.

ABSTRACT

This study aims to analyze the possible effects of the colonial legacy in the formation of Brazilian municipalities on their current conditions of land and income inequality and on the quality of institutions. In particular, we employ area, latitude, longitude and date of foundation to identify the municipalities belonging to the Capitanias Hereditárias. Next we estimate whether this historical characteristic of the municipalities is correlated with current institutions of municipalities considering various controls, such as proportional area of Capitania, having belonged to the cycles of sugarcane and gold, to be at coast, distance from Portugal, soil type, amount of rain per year, altitude, average temperature, and municipal socioeconomic variables. The results suggest in a robust manner that the municipalities that belonged to the Capitanias Hereditárias (increase in one standard deviation) is associated with a greater concentration of land (Agricultural Census 1996) as measured by the Gini index (increase in half of standard deviation), with a lower level of local public expenditure and less political persistence. However, we find no robust association of that historical characteristic with the following indicators: Inequality of income, municipal gross domestic product per capita, and number of public bank branches, notary and public businesses in the municipality, local governance and access to justice.

Keywords: capitanias hereditárias; institutions; income and land inequalities.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **The American economic review**, v. 91, n. 5, p. 1.369-1.401, 2001.
- _____. **Institutions as the fundamental cause of long-run growth**. 2004 (CEPR Discussion Paper, n. 4.458).
- BANERJEE, A.; IYER, L. History, institutions and economic performance: the legacy of colonial land tenure systems in India. **The American economic review**, v. 95, p. 1.190-1.213, 2005.
- BARBOSA, A. A. **A capitania de Duarte Coêlho: e a obra da colonização portuguesa no Brasil**. Monografia comemorativa ao IV Centenário da fundação da Capitania de Pernambuco. Edição do Gabinete Português de Leitura, 1935.
- BERNHARD, M.; REENOCK, C.; NORDSTROM, T. The legacy of Western Overseas colonialism on democratic survival. **International studies quarterly**, v. 48, p. 225-250, 2004.
- BERTOCCHI, G.; CANOVA, F. Did colonization matter for growth? An empirical exploration into the historical causes of Africa's underdevelopment. **European economic review**, v. 46, p. 1.851-1.871, 2002.
- FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. 32. ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2005.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, Mar. 1955.
- MELLO, J. A. G.; ALBUQUERQUE, C. X. Cartas de Duarte Coelho a El Rei. **Documentos para a história do Nordeste**. Imprensa Universitária, 1967. v. 2.
- MENEZES-FILHO, N. *et. al.* Instituições e diferenças de renda entre os estados brasileiros: uma análise histórica. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2006.

NARITOMI, J.; SOARES, R. R.; ASSUNÇÃO, J. J. Institutional development and colonial heritage within Brazil. *The journal of economic history*, v. 72, p. 393-422, 2012.

PRADO JÚNIOR, C. *Formação do Brasil contemporâneo*. Brasiliense, 1942.

SIMONSEN, R. C. *História econômica do Brasil 1500-1820*. São Paulo-Rio de Janeiro-Recife, Companhia Editora Nacional, 1937.

(Original submetido em março de 2012. Última versão recebida em outubro de 2012. Aprovado em outubro de 2012.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Estatística descritiva dos dados

Variável	Número	Média	Desvio-padrão
Ano_Fundação	5.268	1.942,166	91,15344
Índice_CH	5.320	0,015546	0,0274556
Índice_CH_Dist	5.268	1,13731	2,020928
Ciclo_Cana	5.320	0,007519	0,0863925
Ciclo_Ouro	5.307	0,006784	0,0820899
Cana_Dist	5.268	0,527118	6,039273
Ouro_Dist	5.260	0,516834	6,24802
Distância_Portugal (euclidiana)	5.268	77,85518	8,821549
Chuva (100 mmm ano, média de 1931 a 1999)	5.268	11,51651	5,383376
Altitude	5.255	413,8129	294,5508
Temp_média (ano Celsius)	5.320	20,24858	7,63563
% urbana	5.158	0,591109	0,2391691
IDH renda	5.158	0,603773	0,0964398
IDH educação	5.158	0,780981	0,0905365

14 *dummies* de solo

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Regressões com Índice CH¹

	Coluna 7: Índice de governança		Coluna 8: Acesso à justiça		Coluna 9: Número total de empresas públicas		Coluna 10: Número de cartórios	
	A	B	A	B	B	D	B	D
Índice_CH	-1,734 (1,746)	-3,104 (1,893)	0,648 (0,720)	0,478 (0,781)	-1,079 (2,696)	-1,309 (2,925)	0,455 (0,759)	0,116 (0,823)
Índice_CH_Dist	0,023 (0,023)	0,039 (0,025)	-0,009 (0,010)	-0,007 (0,010)	0,016 (0,036)	0,018 (0,039)	-0,007 (0,010)	-0,003 (0,011)
Litoral	0,009 (0,023)	0,000 (0,023)	-0,015 (0,009)	-0,016* (0,010)	-0,003 (0,035)	-0,004 (0,036)	-0,004 (0,010)	-0,005 (0,010)
Ciclo_Cana		0,387 (0,734)		0,015 (0,303)		0,072 (1,134)		0,179 (0,319)
Ciclo_Ouro		0,117 (0,612)		-0,015 (0,253)		0,203 (0,946)		0,035 (0,266)
Cana_Dist		-0,004 (0,010)		-0,000 (0,004)		-0,001 (0,016)		-0,002 (0,005)
Ouro_Dist		-0,002 (0,008)		-0,000 (0,003)		-0,002 (0,012)		-0,001 (0,003)
Proporção PEA urbana	-0,142*** (0,026)	-0,141*** (0,026)	-0,015 (0,011)	-0,015 (0,011)	0,058 (0,039)	0,059 (0,040)	0,006 (0,011)	0,006 (0,011)
IDH renda	-0,064 (0,114)	-0,057 (0,115)	0,052 (0,047)	0,052 (0,047)	-0,100 (0,177)	-0,099 (0,177)	0,174*** (0,050)	0,175*** (0,050)

(Continua)

(Continuação)

	Coluna 7: Índice de governança		Coluna 8: Acesso à justiça		Coluna 9: Número total de empresas públicas		Coluna 10: Número de cartórios	
	A	B	A	B	B	D	B	D
IDH educação	-0,045 (0,111)	-0,048 (0,111)	-0,021 (0,046)	-0,020 (0,046)	-0,207 (0,172)	-0,210 (0,172)	-0,062 (0,048)	-0,061 (0,048)
Anos de estudo da população	540,907*** (8,585)	540,230*** (8,595)	109,542*** (3,543)	109,323*** (3,548)	82,553*** (13,256)	82,545*** (13,282)	30,895*** (3,731)	30,738*** (3,737)
Ano de fundação	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Distância de Portugal	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,001** (0,001)	-0,001** (0,001)
Quantidade de chuva	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
Tipos de solo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Altitude	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Temperatura média	-0,016*** (0,002)	-0,016*** (0,002)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	0,004 (0,003)	0,004 (0,003)	-0,007*** (0,001)	-0,007*** (0,001)
Dummy Norte	-0,049 (0,030)	-0,052* (0,030)	-0,025** (0,012)	-0,025** (0,012)	-0,094** (0,046)	-0,095** (0,046)	-0,006 (0,013)	-0,007 (0,013)

(Continua)

(Continuação)

	Coluna 7: Índice de governança		Coluna 8: Acesso à justiça		Coluna 9: Número total de empresas públicas		Coluna 10: Número de cartórios	
	A	B	A	B	B	D	B	D
<i>Dummy</i> Centro-Oeste	0,012 (0,022)	0,010 (0,022)	0,017* (0,009)	0,017* (0,009)	-0,072** (0,034)	-0,072** (0,034)	0,012 (0,010)	0,012 (0,010)
<i>Dummy</i> Nordeste	-0,097*** (0,032)	-0,098*** (0,032)	-0,060*** (0,013)	-0,059*** (0,013)	-0,111** (0,049)	-0,112** (0,049)	-0,041*** (0,014)	-0,041*** (0,014)
<i>Dummy</i> Sudeste	-0,134*** (0,018)	-0,136*** (0,018)	-0,054*** (0,007)	-0,054*** (0,007)	-0,065** (0,027)	-0,066** (0,027)	-0,008 (0,008)	-0,008 (0,008)
Constante	0,796*** (0,172)	0,806*** (0,173)	0,212*** (0,071)	0,209*** (0,071)	0,250 (0,266)	0,256 (0,267)	0,337*** (0,075)	0,338*** (0,075)
Observações	3935	3929	3935	3929	3935	3929	3935	3929
R-sq	0,6175	0,6178	0,3307	0,3309	(0,018)	0,0175	0,0963	0,0965

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Coeficientes multiplicados por mil. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 42, 2012

ARTIGOS

FATORES ASSOCIADOS AO FLUXO ESCOLAR NO INGRESSO E AO LONGO DO ENSINO MÉDIO NO BRASIL 5

André Portela de Souza, Vladimir Pinheiro Ponczek, Bruno Teodoro Oliva e Priscilla Albuquerque Tavares

DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO BRASIL: UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA CONTRAFCTUAL 41

Erik Alencar de Figueiredo e Cleiton Roberto da Fonseca Silva

COMPETIÇÃO VERTICAL E HORIZONTAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DAS INTERAÇÕES FISCAIS NOS MERCADOS DE CIGARRO E GASOLINA 61

Ricardo Batista Politi e Enlison Mattos

IMPACTOS ECONÔMICOS DE CENÁRIOS DE POLÍTICAS CLIMÁTICAS PARA O BRASIL 93

Jonathan Gonçalves da Silva e Angelo Costa Gurgel

MODELOS VaRs E A NOVA FÓRMULA DA EXIGÊNCIA DE CAPITAL DA CARTEIRA *TRADING*: UMA ANÁLISE NO MERCADO BRASILEIRO 137

Cleysson Ribeiro Vieira e Osvaldo Candido da Silva Filho

IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NO BRASIL ENTRE 1999 E 2009: ESTIMAÇÃO E DECOMPOSIÇÃO ATRAVÉS DO VALOR DE SHAPLEY 185

Helena Cristina Dill e Flávio de Oliveira Gonçalves

MOBILIDADE INTERFIRMAS DE TRABALHADORES NO BRASIL FORMAL: COMPOSIÇÃO E DETERMINANTES 211

Philipe Scherrer Mendes, Eduardo Gonçalves e Ricardo Freguglia

QUALIDADE ALIMENTAR DOS BRASILEIROS: TEORIA E EVIDÊNCIA USANDO DEMANDA POR NUTRIENTES 239

Paula Carvalho Pereda e Denisard Cneio de Oliveira Alves

DETERMINANTES DO CAPITAL EXCEDENTE NA INDÚSTRIA BANCÁRIA BRASILEIRA 261

Marcos Soares da Silva e José Angelo Divino

**DINÂMICA DA TAXA DE CÂMBIO NO BRASIL
SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE 295**

Andrei Gomes Simonassi, José Henrique Félix Silva e Ronaldo de Albuquerque e Arraes

**EDUCAÇÃO, SALÁRIOS E A ALOCAÇÃO DE TRABALHADORES
ENTRE TAREFAS: TEORIA E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL 311**

Reynaldo Fernandes e Naercio Menezes-Filho

**MERCADOS E CONCENTRAÇÃO NO SETOR
SUPLEMENTAR DE PLANOS E SEGUROS DE SAÚDE NO BRASIL 329**

Mônica Viegas Andrade, Marina Moreira da Gama, Ricardo Machado Ruiz,
Ana Carolina Maia, Bernardo Modenesi e Daniel Matos Tiburcio

**ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO ESTRUTURAL PARA
O SETOR DE SAÚDE BRASILEIRO – 2000-2005 363**

Joilson de Assis Cabral e Fernando Salgueiro Perobelli

**A HIPÓTESE DE KUZNETS E MUDANÇAS NA RELAÇÃO ENTRE
DESIGUALDADE E CRESCIMENTO DE RENDA NO BRASIL 403**

Fabício Linhares, Roberto Tatiwa Ferreira, Guilherme Diniz Irffi e
Cecília Maria Bortolassi Macedo

**CAPITANIAS HEREDITÁRIAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO:
HERANÇA COLONIAL SOBRE DESIGUALDADE E INSTITUIÇÕES 433**

Enlinson Mattos, Thais Innocentini e Yuri Benelli

AUTORES

ALVES, Denisard Cneio de Oliveira

Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria
e evidência usando demanda por nutrientes 239

ANDRADE, Mônica Viegas

Mercados e concentração no setor
suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

ARRAES, Ronaldo de Albuquerque e

Dinâmica da taxa de câmbio no Brasil
sob o regime de câmbio flutuante 295

BENELLI, Yuri

Capitanias hereditárias e desenvolvimento econômico:
herança colonial sobre desigualdade e instituições 433

CABRAL, Joilson de Assis

Análise de decomposição estrutural para o setor de saúde brasileiro – 2000-2005 363

DILL, Helena Cristina

Igualdade de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009:
estimação e decomposição através do valor de Shapley 185

DIVINO, José Angelo

Determinantes do capital excedente na indústria bancária brasileira 261

FERNANDES, Reynaldo

Educação, salários e a alocação de trabalhadores
entre tarefas: teoria e evidências para o Brasil 311

FERREIRA, Roberto Tatiwa

A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre
desigualdade e crescimento de renda no Brasil 403

FIGUEIREDO, Erik Alencar de

Desigualdade de oportunidades no Brasil:
uma decomposição quantílica contrafactual 41

FREGUGLIA, Ricardo

Mobilidade interfirmas de trabalhadores
no Brasil formal: composição e determinantes 211

GAMA, Marina Moreira da

Mercados e concentração no setor
suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

GONÇALVES, Eduardo

Mobilidade interfirmas de trabalhadores
no Brasil formal: composição e determinantes 211

GONÇALVES, Flávio de Oliveira

Igualdade de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009:
estimação e decomposição através do valor de Shapley 185

GURGEL, Angelo Costa

Impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil 93

INNOCENTINNI, Thais

Capitanias hereditárias e desenvolvimento econômico:
herança colonial sobre desigualdade e instituições 433

IRFFI, Guilherme Diniz

A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre
desigualdade e crescimento de renda no Brasil 403

LINHARES, Fabricio

A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil 403

MACEDO, Cecília Maria Bortolassi

A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil 403

MAIA, Ana Carolina

Mercados e concentração no setor suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

MATTOS, Enlinson

Competição vertical e horizontal no Brasil: uma análise empírica das interações fiscais nos mercados de cigarro e gasolina 61

MATTOS, Enlinson

Capitanias hereditárias e desenvolvimento econômico: herança colonial sobre desigualdade e instituições 433

MENDES, Philipe Scherrer

Mobilidade interfirmas de trabalhadores no Brasil formal: composição e determinantes 211

MENEZES-FILHO, Naercio

Educação, salários e a alocação de trabalhadores entre tarefas: teoria e evidências para o Brasil 311

MODENESI, Bernardo

Mercados e concentração no setor suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

OLIVA, Bruno Teodoro

Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil 5

PEREDA, Paula Carvalho

Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes 239

PEROBELLI, Fernando Salgueiro

Análise de decomposição estrutural para o setor de saúde brasileiro – 2000-2005 363

POLITI, Ricardo Batista

Competição vertical e horizontal no Brasil: uma análise empírica das interações fiscais nos mercados de cigarro e gasolina 61

PONCZEK, Vladimir Pinheiro

Fatores associados ao fluxo escolar
no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil 5

RUIZ, Ricardo Machado

Mercados e concentração no setor
suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

SILVA FILHO, Osvaldo Candido da

Modelos VaRs e a nova fórmula da exigência de
capital da carteira *trading*: uma análise no mercado brasileiro 137

SILVA, Cleiton Roberto da Fonseca

Desigualdade de oportunidades no Brasil:
uma decomposição quantílica contrafactual 41

SILVA, Jonathan Gonçalves da

Impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil 93

SILVA, José Henrique Félix

Dinâmica da taxa de câmbio no Brasil sob o regime de câmbio flutuante 295

SILVA, Marcos Soares da

Determinantes do capital excedente na indústria bancária brasileira 261

SIMONASSI, Andrei Gomes

Dinâmica da taxa de câmbio no Brasil sob o regime de câmbio flutuante 295

SOUZA, André Portela de

Fatores associados ao fluxo escolar
no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil 5

TAVARES, Priscilla Albuquerque

Fatores associados ao fluxo escolar
no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil 5

TIBURCIO, Daniel Matos

Mercados e concentração no setor
suplementar de planos e seguros de saúde no Brasil 329

VIEIRA, Cleysson Ribeiro

Modelos VaRs e a nova fórmula da exigência de capital
da carteira *trading*: uma análise no mercado brasileiro 137

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Editorial

Coordenação

Claudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Cristina Célia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Eliezer Moreira
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Miriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (estagiária)
Maria Hosana Carneiro Cunha

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
Térreo – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond 11/13,2 (texto)
Frutiger 47 (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso off-set 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro - RJ

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

SAE
SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PAÍS RICO É PAÍS SEM POBREZA